

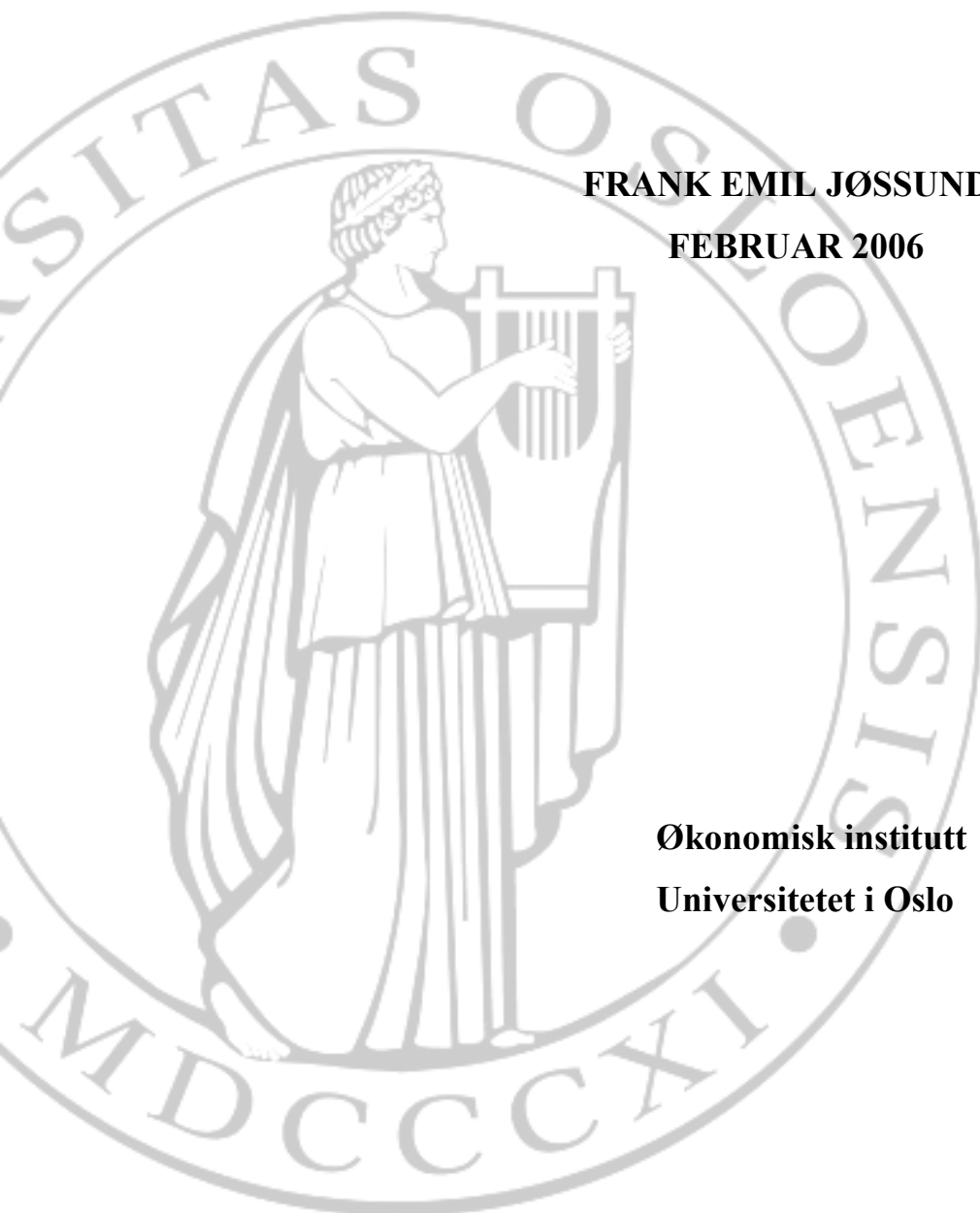
# NORGE I UFASE?

*EN EMPIRISK UNDERSØKELSE AV SYNKRONITET MELLOM  
KONJUNKTURFORLØPET I NORGE OG EUROOMRÅDET*

**FRANK EMIL JØSSUND**

**FEBRUAR 2006**

**Økonomisk institutt  
Universitetet i Oslo**



## Forord

Jeg ble inspirert til å skrive denne oppgaven da jeg sist semester var utvekslingsstudent i Berlin. Der møtte jeg ofte spørsmål fra europeiske medstudenter som ikke forsto hvorfor Norge velger å stå utenfor Den Europeiske Monetære Union (EMU). Det var lett å ty til begrunnelsen om at Norge er i utakt med euroområdet, og at vi dermed ønsker å kunne føre en selvstendig pengepolitikk. Jeg fant derigjennom ut at jeg ville undersøke dette empirisk. Spesielt var jeg interessert i å se om det kunne være en tendens til at konjunkturforløpene ble mer eller mindre synkroniserte over tid.

Jeg vil takke min veileder, Roger Bjørnstad ved SSB, for diskusjoner og tilbakemeldinger. Hilde Bjørnland ved Økonomisk Institutt har vært behjelpelig med råd forbundet med den empiriske analysen. Jeg vil også takke Imke Brüggemann ved Freie Universität Berlin, som var så vennlig å skaffe til veie to artikler som var vanskelige å få tak i fra Norge. Jeg vil til slutt takke familie og venner for støtte underveis i prosessen.

## INNHOLDSFORTEGNELSE

SAMMENDRAG.....	1
INTRODUKSJON.....	4
1 Pengepolitikk.....	6
1.1 Dagens pengepolitiske regime i Norge .....	6
1.2 Et alternativt pengepolitisk regime for Norge .....	7
1.3 Valutakursregime.....	9
1.4 Fast eller flytende valutakurs .....	9
2. Valg av pengepolitisk regime .....	11
2.1 Teorien om optimale valutaområder.....	11
2.1.1 Asymmetriske sjokk .....	12
2.1.2 Endogenisering av teorien om optimale valutaområder .....	19
2.2 Evaluering i en to-sektor økonomi .....	21
3. Karakteristika ved makroøkonomiske tidsserier .....	28
3.1 Stasjonære og ikke-stasjonære prosesser.....	28
3.2 Test for stasjonærhet .....	31
3.3 Filtrering.....	32
3.3.1 Hodrick-Prescott filteret .....	33
3.3.2 Valg av $\lambda$ .....	33
3.4 Begreper i konjunkturanalyse.....	34
3.5 Synkronisering av konjunktursykler.....	35
3.5.1 "The Concordance Statistic" .....	36
3.5.2 Korrelasjon .....	37
4. Empiri .....	38
4.1 Valg av variable .....	38
4.2 Metodologi .....	38
4.3 Test for stasjonærhet og filtrering.....	40
4.4 Resultater .....	41
4.4.1 Konjunkturforløpene .....	41
4.4.2 Empirisk analyse av konjunkturforløpene.....	43
5. Implikasjoner.....	51
6. Konklusjon.....	54
REFERANSER.....	59
APPENDIKS.....	64
A1 Utvidet Dickey-Fuller test.....	64
A2 Autokorrelasjonskoeffisienter .....	66
A3 Data.....	68

## SAMMENDRAG

Norges Bank tar sikte på å stabilisere inflasjonen 1-3 år fram i tid. Normalt vil da også stabilitet i produksjonen og valutakursen bli tillagt vekt. Dersom pengepolitikken innrettes mot å stabilisere innenlandske forhold, og konjunktorene avviker fra utlandet, vil den innenlandske renten ofte kunne avvike fra renten i utlandet. Slike rentedifferanser skaper volatilitet i valutakursen. Konjunkturrelle avvik fra utlandet vil altså kunne føre til rentedifferanser og ustabile valutakurser. Denne problematikken er blant annet diskutert i Statistisk sentralbyrås "Perspektiver i Økonomisk utsyn 1/2004". Det vises der til de uheldige konsekvensene valutakursutviklingen i perioden før hadde hatt for konjunktur- og næringsutviklingen. Svein Longva, tidligere administrerende direktør i SSB, reiste med bakgrunn i disse problemene spørsmålet om Norge burde vurdere å ta i bruk euro som betalingsmiddel (Aftenposten, 2002).

Jeg vil i denne oppgaven gjennomføre en empirisk analyse av graden av synkronitet mellom konjunktursyklusen i Norge og euroområdet. Analysen motiveres av teorien om optimale valutaområder (OCA). Denne teorien postulerer at økonomier ved å operere i en valutaunion eller med helt faste valutakurser seg i mellom, ved asymmetriske sjokk kan oppleve en kostnad ved at de oppgir pengepolitikken som instrument i stabiliseringspolitikken. I hvilken grad konjunktorene i ulike land svinger i takt blir derfor sett på som viktig for å kunne avgjøre om et geografisk avgrenset område utgjør et optimalt valutaområde eller ikke.

I den empiriske analysen bruker jeg den mest brukte definisjonen på konjunktursykler i litteraturen, nemlig som avvik fra trend-BNP. Hodrick og Prescott filteret brukes til å ekstrahere den sykliske komponenten i BNP-seriene. HP-filteret ekstraherer en stokastisk trend som minimerer avviket mellom den faktiske tidsserien og trenden, betinget av at vekstraten til trendkomponenten ikke varierer for mye over tid. En må selv velge hvor mye hensyn en ønsker å tillegge bibetingelsen, hvilket gjøres ved å velge en verdi på parameteren  $\lambda$  (Kydland og Prescott, 1993). Resultatene presenteres for to ulike  $\lambda$ -verdier, henholdsvis  $\lambda=1\ 600$  og  $\lambda=40\ 000$ , for å se hvordan resultatene avhenger av å velge den ene verdien fremfor den andre. Jeg finner for begge  $\lambda$ -verdiene at de to konjunktursyklusene i perioden 1979-2004 ikke er signifikant positivt korrelerte, hvilket indikerer at de i gjennomsnitt ikke

har vært synkroniserte (Bordo og Helbling, 2003). Jeg finner den maksimale korrelasjonen mellom BNP-seriene til å være negativ, og denne oppstår når BNP-serien for euroområdet er forskjøvet med fem kvartaler tilbake i tid relativt til den norske. For å se hvordan grad av synkronisering har utviklet seg over tid, beregner jeg rullende korrelasjonskoeffisienter mellom de to seriene. Hovedbildet ser ut til å være uavhengig av valgte  $\lambda$ -verdi:

Korrelasjonen mellom seriene varierer relativt mye over tid og er typisk svært lav. Særlig interessant er det at korrelasjonen går fra å være positiv til å være negativ i 1984, og motsatt i 1996. Jeg finner også at den norske konjunktursyklene ser ut til å være mer volatil enn konjunktursyklene i euroområdet, samt at den gjennomsnittlige sykkelengden er større i Norge enn i euroområdet.

I oppgaven indikerer jeg hva de empiriske funnene isolert sett har å si for et eventuelt valg om å knytte seg til Den Europeiske Monetære Union (EMU) eller operere med en helt fast valutakurs mot euro. Den empiriske analysen viser at de to konjunktursyklene ikke har vært synkroniserte. De to økonomiene kan sies å ha vært utsatt for asymmetriske sjokk. Dersom disse sjokkene fortsetter kan det altså innebære en kostnad for Norge å oppgi muligheten til å bruke pengepolitikken som instrument i stabiliseringspolitikken.

Ved asymmetriske sjokk vil en helt fast valutakurs innebære visse ulemper. Pengepolitikken kan da ikke brukes til å stabilisere økonomien. Ved tilbudssidesjokk vil det være en konflikt mellom å stabilisere inflasjonen og å stabilisere produksjonen. Det er dermed ikke sikkert at en selvstendig sentralbank ville ha opptrådt annerledes med et selvstendig stabilitetsmål enn ved fast valutakurs. Ved asymmetriske etterspørselssjokk vil en selvstendig pengepolitikk derimot kunne brukes til å stabilisere både produksjon og inflasjon. Dette vil på den annen side få konsekvenser for valutakursen. For en liten, åpen økonomi, som den norske, kan også hensynet til konkurranseutsatte næringer være viktig. En selvstendig sentralbank kan da velge å ikke endre renta. Kostnaden ved å ikke kunne føre en selvstendig pengepolitikk kan i så fall være mindre viktig.

Oppgaven er strukturert på følgende måte: I første kapittel introduseres kort dagens pengepolitiske regime i Norge, samt alternativet om å operere i en valutaunion eller med helt fast valutakurs. Jeg introduserer i tillegg ulike former for valutakursregimer og oppsummerer kort konsekvensene av å operere med henholdsvis fast og flytende valutakurs. I kapittel 2 introduseres teorien om optimale valutaområder (OCA) og en modell for sektorstabilitet under

henholdsvis fast valutakurs (eller valutaunion) og inflasjonsstyring. I kapittel 3 blir sentrale begreper innenfor konjunkturanalyse behandlet. I kapittel 4 beskrives først sentrale hendelser som er viktige for konjunkturforløpet i Norge for perioden 1978-2005. Deretter sammenlignes konjunkturforløpene i Norge og euroområdet. Dataene filtreres ved hjelp av HP-filteret. Jeg beregner korrelasjonen mellom de to seriene som et mål på graden av synkronisering over hele tidsperioden. I tillegg beregner jeg rullende korrelasjonskoeffisienter for å se hvordan synkroniseringen har utviklet seg over tid, og om lead/lag-strukturen er konstant over tid. Gjennomsnittlig sykkelengde og standardavvik for de to konjunkturforløpene beregnes også. Jeg bruker to ulike verdier for  $\lambda$  i HP-filteret for å se hvordan dette påvirker konklusjonene. Videre, i kapittel 5, peker jeg på de implikasjoner resultatene av den empiriske undersøkelsen gir for diskusjonen om et eventuelt bytte av pengepolitisk regime. Kapittel 6 konkluderer og gir forslag til ytterligere forskning.

De empiriske undersøkelsene er utført ved hjelp av programvarepakken GiveWin2 og Microsoft Excel.

## INTRODUKSJON:

Norges Bank tar sikte på å stabilisere inflasjonen 1-3 år fram i tid. Normalt vil da også stabilitet i produksjonen og valutakursen bli tillagt vekt. Dersom pengepolitikken innrettes mot å stabilisere innenlandske forhold, og konjunktorene avviker fra utlandet, vil den innenlandske renten ofte avvike fra renten i utlandet. Slike rentedifferanser skaper volatilitet i valutakursen. Konjunkturrelle avvik fra utlandet vil altså kunne føre til rentedifferanser og ustabile valutakurser. Denne problematikken er blant annet diskutert i Statistisk sentralbyrås ”Perspektiver i Økonomisk utsyn 1/2004”. Det vises der til de uheldige konsekvensene valutakursutviklingen i perioden før hadde hatt for konjunktur- og næringsutviklingen. Svein Longva, tidligere administrerende direktør i SSB, reiste med bakgrunn i disse problemene spørsmålet om Norge burde vurdere å ta i bruk euro som betalingsmiddel (Aftenposten, 2002).

Jeg vil i denne oppgaven gjennomføre en empirisk analyse av graden av synkronitet mellom konjunktursyklusen i Norge og euroområdet, og indikere hva funnene impliserer for en beslutning om å knytte valutaen til euro. Teorien om optimale valutaområder (OCA) motiverer analysen. Denne litteraturen presenterer kriterier som gjør det mulig å avgjøre om et geografisk avgrenset område utgjør et optimalt valutaområde og dermed bør operere med felles valuta, eller urokkelig faste valutakurser mellom flere valutaer. Teorien om optimale valutaområder postulerer at økonomier ved asymmetriske sjokk kan oppleve en kostnad ved å operere med felles valuta, eller helt fast valutakurs. Grunnen er at pengepolitikken og valutakursen forsvinner som instrumenter i stabiliseringspolitikken. I hvilken grad konjunktorene svinger i takt er derfor et viktig kriterium i OCA-litteraturen.

For en liten, åpen økonomi, som den norske, vil hensynet til konkurranseutsatt sektor kunne veie tungt. En slik økonomi kan derfor ha tungtveiende interesser av å ha en fast valutakurs for å stabilisere produksjonen i konkurranseutsatte næringer. For å illustrere dette introduserer jeg også en modell for sektorstabilitet under henholdsvis inflasjonsstyring og fast valutakurs.

Oppgaven er strukturert på følgende måte: I første kapittel introduseres kort dagens pengepolitiske regime i Norge, og alternativet om å operere i en valutaunion eller med fast valutakurs. Jeg introduserer i tillegg ulike former for valutakursregimer og oppsummerer kort

konsekvensene av å operere med henholdsvis fast og flytende valutakurs. I kapittel 2 introduseres teorien om optimale valutaområder (OCA) og en modell for sektorstabilitet under henholdsvis fast valutakurs (eller valutaunion) og inflasjonsstyring. I kapittel 3 blir sentrale begreper innenfor konjunkturanalyse behandlet. I kapittel 4 beskrives først sentrale hendelser som er viktige for konjunkturforløpet i Norge for perioden 1978-2005. Deretter sammenlignes konjunkturforløpene i Norge og euroområdet. Dataseriene filtreres ved hjelp av HP-filteet. Jeg beregner korrelasjonen mellom de to seriene som et mål på graden av synkronisering over hele tidsperioden. I tillegg beregner jeg rullende korrelasjonskoeffisienter for å se hvordan grad av synkronisering har utviklet seg over tid, og for å se hvordan lead/lag-strukturen har utviklet seg over tid. Gjennomsnittlig sykkelengde og standardavvik for de to konjunkturforløpene beregnes også. Jeg bruker to ulike verdier for  $\lambda$  i HP-filteet for å se hvordan dette påvirker konklusjonene. Videre peker kapittel 5 på de implikasjoner resultatene av den empiriske undersøkelsen gir for diskusjonen om et eventuelt bytte av pengepolitisk regime. Kapittel 6 konkluderer og gir forslag til ytterligere forskning.

De empiriske undersøkelsene utføres ved hjelp av programvarepakken GiveWin 2 og Microsoft Excel.



# 1 PENGEPOLITIKK

Norges Bank tar i dag hensyn både til forventet inflasjon og utviklingen i realøkonomien når den setter renta. Et alternativ til dette ville være å binde pengepolitikken opp mot Den Europeiske Sentralbanken (ESB), enten igjennom medlemskap i Den Europeiske Monetære Union (EMU) eller ved å styre mot en fast valutakurs mot euro. Nedenfor introduseres kort dagens pengepolitiske regime og de nevnte alternativene. I tillegg ser jeg på utvalget av valutakursregimer, og introduserer hovedfordelene ved henholdsvis fast og flytende valutakurs.

## 1.1 DAGENS PENGEPOLITISKE REGIME I NORGE<sup>1</sup>

Ifølge forskrift for pengepolitikken av 29. mars 2001, skal pengepolitikken i Norge ”...sikte mot stabilitet i den norske kronens nasjonale og internasjonale verdi, herunder også bidra til stabile forventninger om valutakursutviklingen. Pengepolitikken skal samtidig understøtte finanspolitikken ved å bidra til å stabilisere utviklingen i produksjon og sysselsetting.”

Stabilitet i kronens nasjonale verdi betyr at Norges Bank skal sikte mot stabil inflasjon. Den kronekursen som bestemmes i valutamarkedet gir kronens internasjonale verdi.

Forskriften for pengepolitikken impliserer at Norges Bank både skal ta hensyn til inflasjon, og til utvikling i produksjon og arbeidsledighet. Sentralbankens avveining mellom variasjon i produksjon og inflasjon kan teoretisk representeres som å minimere en tapsfunksjon:

$$(1.1) \quad L = (\Pi - \Pi^*)^2 + \lambda y^2$$

I (1.1.) uttrykker  $\Pi$  inflasjonstakten,  $\Pi^*$  er inflasjonsmålet og  $y$  er produksjonsgapet.

Tapsfunksjonen uttrykker at sentralbanken opplever et tap ved variasjon i produksjon og inflasjonstakten.  $\lambda$  uttrykker hvor mye vekt sentralbanken legger på målet om prisstabilitet sammenlignet med målet om å jevne ut utviklingen i realøkonomien. Når  $\lambda$  er større enn null, tar sentralbanken hensyn til begge disse faktorene. Et slikt pengepolitisk styringsregime, blir i litteraturen omtalt som fleksibel inflasjonsstyring.

---

<sup>1</sup> Delkapittelet bygger på Norges Bank (2004).

Pengepolitikken virker med et betydelig tidsetterslep. Det tar med andre ord tid fra sentralbanken endrer renta til dette får en effekt på inflasjon og produksjon. Sentralbanken må dermed styre etter forventet utvikling i økonomien.

Norges Banks inflasjonsmål ligger i dag på 2,5 prosent. Sentralbanken forsøker å stabilisere inflasjonen på dette nivået "...innen en rimelig tidshorisont, normalt 1-3 år." (Norges Bank, 2004). Ifølge sentralbanken avhenger tidshorisonten av den konjunkturrelle situasjonen i realøkonomien.

## 1.2 ET ALTERNATIVT PENGEPOLITISK REGIME FOR NORGE

I dagens pengepolitiske regime vil det normalt skapes rentedifferanser mellom Norge og utlandet når konjunktursituasjonen i Norge avviker fra den i utlandet. Slike rentedifferanser, vil som tidligere nevnt, føre til fluktasjoner i den nominelle valutakursen. Et alternativ til dagens praksis er at Norge tilknyttes den Europeiske Monetære Union (ØMU) eller at pengepolitikken innrettes med sikte på å holde kronens verdi fast mot euro. På denne måten ville en unngå kostnader knyttet til fluktasjoner i den nominelle valutakursen mellom de to økonomiene. I det første tilfellet vil en ikke lenger ha en egen valuta, og ansvaret for pengepolitikken ville ha blitt overført til ESB. Holden (1998) peker på at det å holde en fast valutakurs, når en ikke er medlem i en valutaunion, vil være vanskelig. Dette vil være problematisk dersom fastkursen ikke er riktig ut i fra realøkonomiske forhold, og dersom valutaen utsettes for spekulasjon.

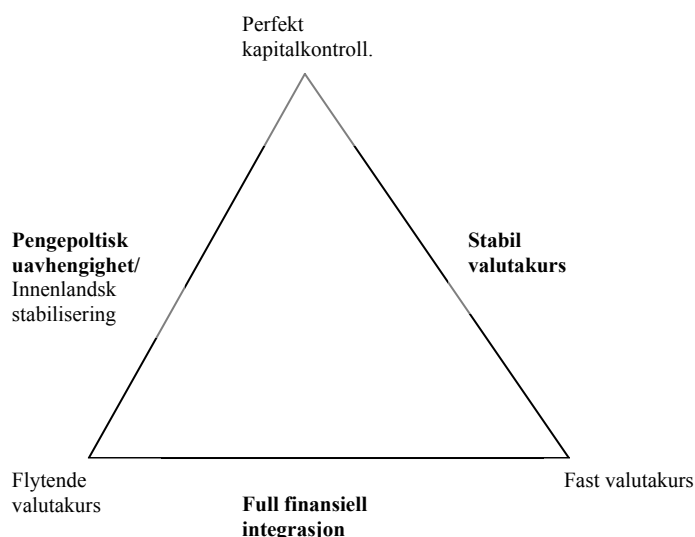
En løsning som foreslås i litteraturen er å opprette et såkalt seddelfond. Med dette menes at det opprettes en institusjon som ikke får lov til å utstede mer innenlandsk valuta enn det den har av reserver i utenlandsk valuta. På denne måten vil institusjonen alltid kunne "ri av" spekulasjoner mot valutaen (Holden, 1998). Obstfeld og Rogoff (1995) peker derimot på at de fleste sentralbanker har nok valutareserver til å kunne gjøre dette allikevel. Problemet er virkningen spekulasjoner mot valutaen har på det kortsiktige rentenivået. Dersom de kortsiktige rentene stiger kraftig, vil dette kunne ha svært uheldige konsekvenser for innenlandsøkonomien, og sentralbanken kan dermed bli tvunget til å gi opp fastkursen. Det avgjørende vil være om en kan få til et institusjonelt rammeverk, som gjør at fastkursen blir

sett på som troverdig, og at en dermed kan unngå spekulasjoner mot fastkursen (Holden, 1998).

I et fastkursregime benytter sentralbanken de instrumenter den har til rådighet – i første rekke renta - til å holde kursen fast mot den valuta den er knyttet opp mot. På kort sikt kan også valutaintervensjoner brukes til å justere kursen (Danmarks nationalbank, 2003).

Sentralbanken kan på denne måten hindre volatilitet i valutakursen. Ved høy internasjonal kapitalmobilitet vil den derimot ha svært begrenset mulighet til å stabilisere den realøkonomiske utviklingen. Dette representeres i litteraturen som et ”trilemma” i den økonomiske politikken. ”Trilemmaet” kan representeres med en likesidet trekant, som i figur 1. Hver side i trekanten representerer ønskede mål for den økonomiske politikken, og kun to av disse målene kan oppfylles til samme tid. De fleste økonomier velger i dag å ha en høy grad av kapitalmobilitet. Den økonomiske politikken må derfor innrettes etter en avveining mellom ønsket om stabil valutakurs, og muligheten til å føre en selvstendig pengepolitikk. Altså vil bruk av renta for å holde valutakursen fast ovenfor en annen valuta innebære at den ikke samtidig kan brukes for å stabilisere konjunkturutviklingen (Frankel, 1999).

**Figur 1: Trilemma i den økonomiske politikken.**



## 1.3 VALUTAKURSREGIME

Utvalget av valutakursregimer er mangfoldig, med helt fast valutakurs – ved valutaunioner og seddelfond - og fullstendig flytende valutakurs som ytterpunkter.<sup>2</sup> Regimene mellom disse, kombinerer egenskaper ved de to. Én økonomi kan for eksempel operere med en såkalt styrt flyt, der en viss andel av etterspørselsendringer mot valutaen isoleres ved intervensjoner i valutamarkedet, mens resten manifesteres ved endret valutakurs. En annen mulighet er å operere med stabil kurs mot en eller flere valutaer, samtidig som valutakursen tillates å fluktuere i et gitt intervall rundt kursmålet. Ved valg av valutakursregime, vil det være naturlig å veie fordeler og ulemper ved mulige regimer mot hverandre. Det er dermed lite tenkelig at alle land vil ende opp med å velge ett av ytterpunktene (Frankel, 1999). Erfaringer med valutaspekulasjoner på 1990-tallet har derimot gjort at litteraturen i økende grad mener at valget i praksis er begrenset til disse ytterpunktene, se for eksempel Obstfeld og Rogoff (1995).

## 1.4 FAST ELLER FLYTENDE VALUTAKURS<sup>3</sup>

Ved å operere med en helt fast valutakurs mellom økonomier, vil usikkerhet knyttet til valutafluktuasjoner elimineres. En valutaunion vil i tillegg eliminere kostnadene forbundet med valutatransaksjoner. Det er sannsynlig at volatilitet i valutakursen, grunnet økt tilbud av finansielle instrumenter som sikrer aktører mot dette, nå medfører mindre kostnader enn tidligere. Empiriske analyser av effekten av valutakursfluktuasjoner på handel og investeringer viser dessuten, om noen, kun små negative effekter. McCallum (1995) og Engel og Rogers (1994, 1997) finner derimot at Canadiske provinser er tettere integrert målt i handelsvolum og priser, enn de er med nærliggende stater i USA, og at felles valuta ser ut til å være en viktig forklaringsvariabel for dette. Disse funnene kan bety at bortfallet av transaksjonskostnader ved å operere med en felles valuta er viktigere enn bortfallet av valutafluktuasjoner ved fast valutakurs. En annen fordel med en fast valutakurs er at den kan fungere som et nominelt ”anker” for pengepolitikken, og dermed forhindre inflasjonært bias i pengepolitikken.

<sup>2</sup> Frankel (1999) gir en oversikt over mulige valutaregimer.

<sup>3</sup> Avsnittet bygger på Frankel (1999) og de artikler han refererer til.

Fordelen ved å ha en flytende valutakurs er i hovedsak at den gir et land muligheten til å føre en selvstendig pengepolitikk. Ved ulike typer sjokk kan myndighetene ønske å bruke pengepolitikken som et instrument for å glatte ut den realøkonomiske utviklingen. I et fastkursregime vil pengepolitikken innrettes mot å holde kursmålet, og muligheten til å påvirke realøkonomien vil derfor være meget begrenset. Perfekt kapitalmobilitet vil gjøre det umulig også å ta hensyn til realøkonomien.

## 2. VALG AV PENGEPOLITISK REGIME

Nedenfor introduseres to teorier for å drøfte valget mellom å operere med fast valutakurs, eller i en valutaunion, og å operere med en selvstendig pengepolitikk. Teorien om optimale valutaområder postulerer at økonomier ved asymmetriske sjokk kan oppleve en kostnad ved å operere med felles valuta, eller helt fast valutakurs. Grunnen er at pengepolitikken og valutakursen forsvinner som instrumenter i stabiliseringspolitikken. For en liten, åpen økonomi er det ikke sikkert at denne kostnaden vil være like avgjørende, da slike økonomier kan ha tungtveiende interesser av å ha en fast valutakurs for å stabilisere produksjonen i konkurranseutsatte næringer. For å illustrere disse to poengene, introduserer jeg i dette kapittelet teorien om optimale valutaområder (OCA) og en modell for sektorstabilitet under henholdsvis fast valutakurs og inflasjonsstyring.

### 2.1 TEORIEN OM OPTIMALE VALUTAOMRÅDER

Mundell (1961) definerer et optimalt valutaområde som et geografisk avgrenset område hvor det er optimalt å operere enten med felles valuta, eller med helt faste vekslingskurser mellom flere valuter. Mongelli (2002) legger til at valutaen kan fluktuere mot valutaer utenfor valutaområdet, men at fluktuasjonene må være like i tilfellet med faste valutakurser mellom flere valutaer. OCA-litteraturen trekker frem kriterier som kan brukes til å identifisere optimale valutaområder. I praksis er det av størst interesse å kunne identifisere hvilke land som kan danne et slikt område.

Den viktigste kostnaden ved å operere med helt fast valutakurs er som nevnt at en mister kontrollen over pengepolitikken. Denne forsvinner da som instrument i stabiliseringspolitikken. En slik politikk kan derfor innebære kostnader dersom nettovirkningen av sjokk er ulik for økonomiene i et valutaområde (asymmetriske sjokk) og konjunktursyklene dermed ikke er perfekt synkroniserte, se Frankel og Rose (1998). Mundells artikkel "A theory of optimum currency areas" fra 1963 initierte en stor litteratur som forsøkte å belyse når det å operere med felles valuta, eller med urokkelig faste valutakurser, likevel vil være optimalt. Burda og Wyplosz (2001) sammenfatter dette ved å si at et geografisk avgrenset område vil være et optimalt valutaområde dersom det ikke innebærer et velferdstap for landene å operere med en felles valuta. Kriteriene som trekkes frem i litteraturen sier noe

om hva som kreves for at dette skal oppfylles. I litteraturen nevnes ofte mobilitet av arbeidskraft, grad av handel mellom land, systemer for fiskale overføringer mellom land og i hvilken grad konjunktorene i ulike land svinger i takt, se Frankel og Rose (1998)<sup>4</sup>.

Begrepet optimalt kan i denne sammenhengen være problematisk. For at et geografisk avgrenset område skal kunne defineres som et optimalt valutaområde, må dette ikke medføre at landene i området er i dårligere stand til å oppnå viktige mål for den økonomiske politikken. Ett viktig mål kan være å stabilisere aggregert produksjon. Røisland og Torvik (2003) påpeker at stabilitet i total produksjon typisk har blitt brukt i OCA-litteraturen til å evaluere om et område bør ha felles valuta eller operere med helt faste valutakurser seg i mellom. I dag har mange land også mål om stabil inflasjon for den økonomiske politikken, hvilket således kan være et annet relevant kriterium. I tillegg kan en ønske å se hvordan en valutaunion påvirker hensynet til ekstern balanse. I den videre diskusjonen vil jeg i avsnitt 2.1.1. se hva hensynet til å stabilisere inflasjonsraten og produksjonen i en økonomi sier om et valg mellom å operere i en valutaunion, eller med helt fast valutakurs, og med en selvstendig pengepolitikk under asymmetriske sjokk. I avsnitt 2.1.2 ser jeg på sammenhengen mellom handel, næringsstruktur og synkronisering av konjunktursykler. I avsnitt 2.2 tar jeg hensyn til ekstern balanse<sup>5</sup> ved å se på asymmetriske sjokk i en to-sektor modell.

Jeg ønsker å gjennomføre en empirisk analyse av grad av synkronisering mellom Norge og euroområdet, og vil derfor kun fokusere på kriteriet om symmetriske konjunkturer.

### *2.1.1 Asymmetriske sjokk*

Burda og Wyplosz (2001) definerer, i en diskusjon om optimale valutaområder, asymmetriske sjokk til å være sjokk som medfører en kostnad for noen land i et geografisk område, men ikke for alle. De peker på at dette kan oppstå ved at ett eller flere land utsettes for endret etterspørsel fra verdensmarkedet eller får endret konkurranseevne. Sjokk vil tendere mot å ha effekter også over landegrenser. Rødseth (2000) diskuterer hvordan sjokk transformeres mellom land. Sjokk i ett land vil for det første ha en effekt på andre land gjennom handelsbalansen. For eksempel vil et positivt etterspørselssjokk i ett land typisk også medføre økt etterspørsel etter importvarer, noe som sprer effekten av sjokket til andre land. En annen

---

<sup>4</sup> Se Mongelli (2002) for en survey om OCA-litteraturen.

<sup>5</sup> Med ekstern balanse menes at driftsregnskapet ovenfor utlandet er bærekraftig (Clark og MacDonald, 1998).

mekanisme kommer gjennom bevegelser av kapital. Økt produksjon i ett land fører typisk til økt rentenivå. Ved flytende valutakurs, vil dette medføre at valutakursen til landet appresierer, og dermed vil konkurranseevnen til andre land forbedres, og sjokket vil dermed ha en positiv effekt på produksjonen i andre land. Dersom landene opererer med faste valutakurser, vil rentenivået ved høy kapitalmobilitet måtte være likt i de ulike landene. Et sjokk som gjør at renten i valutaområdet øker, vil dermed gjennom økt rente i hele området isolert sett medføre en negativ etterspørselseffekt i de andre landene. Det interessante i denne sammenhengen blir altså om sjokk som treffer økonomiene i et valutaområde alt i alt virker asymmetrisk.

Figur 2 illustrerer en enkel AS-AD modell<sup>6,7</sup>. Modellen kan brukes til å vise at det å ikke kunne føre en selvstendig pengepolitikk nødvendigvis medfører en kostnad ved asymmetriske sjokk. Det antas her at finanspolitikken er utsatt for restriksjoner som gjør den uegnet til stabiliseringspolitikk. Mange mener at problemer med ”timing” og valg av stimuli, gjør finanspolitikken lite egnet til konjunkturstyring, se for eksempel Thøgersen (2003). I denne analysen innføres antagelsen for enklere å kunne illustrere konsekvensene av å ikke kunne føre en selvstendig pengepolitikk.

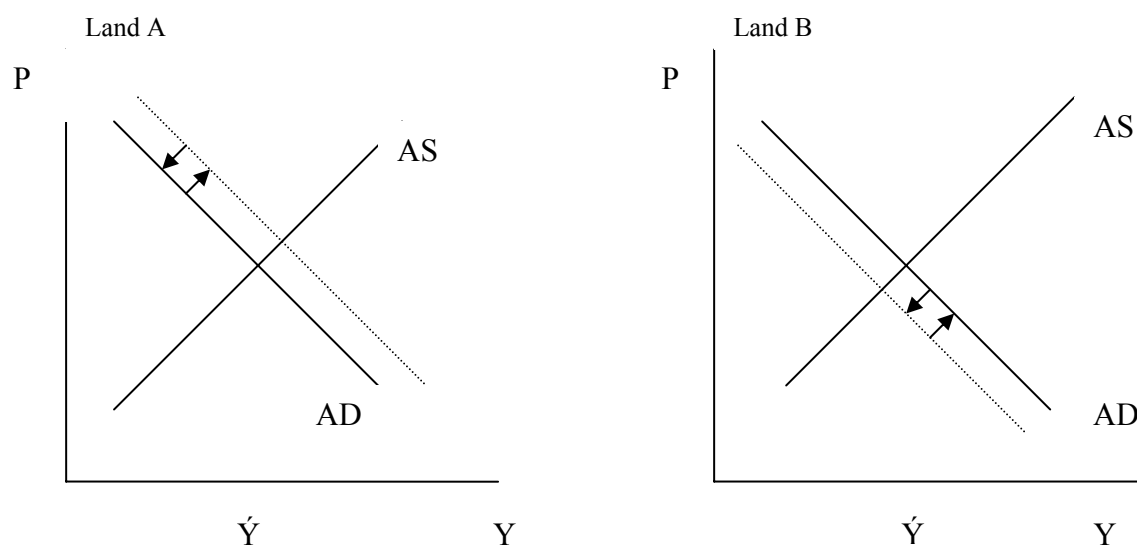
Analysen antar at valutaområdet består av to land, Land A og Land B, som i utgangspunktet befinner seg i en situasjon som kan betraktes som langsiktig likevekt<sup>8</sup>. En kan da si at produksjonen er på sitt naturlige nivå. AS- og AD-kurvene i figuren gjelder på kort- og mellomlang sikt. AS-kurven uttrykker at tilbudet av goder er økende i prisnivået. Modellen antar videre at prisen på alle innsatsfaktorer i produksjonen er konstant. AD-kurven viser de kombinasjoner av pris og produksjon som gir likevekt i produkt- og pengemarkedet. Den uttrykker samtidig at samlet etterspørsel er negativt avhengig av prisnivået i økonomien. På lang sikt vil prisene alltid samsvare med aktørenes prisforventninger, og produksjonen anta det naturlige likevektsnivået.

<sup>6</sup> Mange lærebøker i makroøkonomi gjennomgår AS-AD modellen - se for eksempel Blanchard (1999).

<sup>7</sup> Jeg bruker i likhet med De Grauwe (2003) en enkel AS-AD modell til å vise at det kan innebære en kostnad å operere med en helt fast valutakurs når land utsettes for asymmetriske etterspørselssjokk. De Grauwe (2003) ser på en situasjon hvor valutakursen kan devalueres/revalueres som alternativ til en valutaunion. Jeg ser her på flytende valutakurs, der sentralbanken bruker renta for å justere valutakursen.

<sup>8</sup> Jeg skal ikke diskutere hva som karakteriserer denne situasjonen, men det kan for eksempel bety at produksjonen er på et nivå som gjør at prisene samsvarer med aktørenes prisforventninger.



**Figur 2: Asymmetrisk etterspørselssjokk.**

$Y$  er produksjon,  $P$  er prisnivå og  $\bar{Y}$  er det naturlige likevektsnivået. Heltrukne linjer viser situasjonen før økonomien utsettes for sjokk. Dette gjelder også for figurene i den videre analysen.

I figur 2 betraktes en situasjon hvor det oppstår en etterspørselsvridning mot varer produsert i Land A. Dette kan for eksempel oppstå fordi konsumentenes preferanser endres. I figur 2 representeres dette ved at AD-kurven for Land A skifter mot høyre, mens AD-kurven for Land B skifter mot venstre. Dette resulterer i en situasjon med økt produksjon og inflasjonspress i Land A, samt lavere produksjon og lavere inflasjon/prisnivå i Land B. Jeg antar her at sjokkene er midlertidige. Hvor lenge økonomiene vil være utenfor langsiktig likevekt avhenger da av hvor raskt prisene tilpasses. Avviket kan bli langvarig dersom det eksisterer stor grad av prisrigiditet. De Grauwe (2003) kaller dette for et tilpasningsproblem for de to landene.

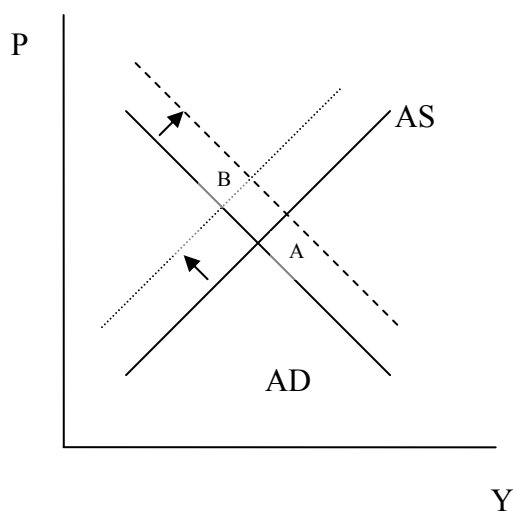
Mobilitet av arbeidskraft, er som tidligere nevnt, et viktig kriterium i OCA-litteraturen. Grunnen til dette kan en her se ved at høy mobilitet av arbeidskraft kan føre økonomiene direkte tilbake til langsiktig likevekt, og dermed stabilisere aktivitetsnivået. Mekanismen er at ledig arbeidskraft i land B vil flytte til land A, der det er underskudd på arbeidskraft. Fleksible lønninger er en annen mekanisme som kan løse tilpasningsproblemet i de to økonomiene. Høy etterspørsel etter arbeidskraft i Land A vil da føre til rask oppadgående justering av lønnsnivået og motsatt i Land B. På denne måten vil AS-kurvene skifte på en slik måte at økonomiene justerer seg raskt tilbake mot langsiktig likevekt. Dersom prisnivået responderer til lønnsendringene vil dette medføre at konkurranseevnen til de to landene endres, og skift i etterspørselskurvene vil dermed bidra til bevegelsen (De Grauwe, 2003). Problemet med å

ikke kunne føre en selvstendig pengepolitikk oppstår når det ikke finnes mekanismer som gir en slik rask tilpasning.

Dersom de to landene har felles valuta, eller opererer med en helt fast valutakurs seg imellom, kan ikke pengepolitikken stabilisere produksjonen i begge landene samtidig. Pengepolitikken er i dette tilfellet felles, og må derfor innrettes mot enten å stabilisere produksjonen i Land A eller i Land B eller gjennomsnittet. Dersom valutakursen er fleksibel, som i tilfellet ved flytende valutakurs, kan pengepolitikken i denne modellen løse begge disse problemene. For eksempel kan Land B øke pengemengden eller redusere renta (Norges Bank bruker renten på folioinnskudd – private bankers innskudd i Norges Bank fra en dag til en annen – til å styre rentenivået i Norge). Dette gir både en direkte positiv innenlandsk etterspørselseffekt, og forbedret konkurranseevne igjennom depresiering av den nominelle valutakursen. Dette illustreres i figur 2 ved at AD – kurven til Land B skifter tilbake mot høyre. Samtidig vil dette gjøre at konkurranseevnen til Land A forverres, og etterspørselskurven til Land A vil dermed skifte tilbake mot venstre. Man ser altså at både problemet med lavere produksjon i Land B, og inflasjonspress i Land A, teoretisk sett kan løses når valutakursen er fleksibel. På lang sikt vil økonomiene naturligvis også under fast valutakurs komme tilbake til langsiktig likevekt, men da kun etter en periode hvor realvalutakursen justeres gjennom endring i det relative prisnivået mellom de to økonomiene. Dersom lønningene i Land B ikke reduseres, må hele tilpasningen komme igjennom inflasjon i Land A. Det å ikke kunne bruke pengepolitikken til å stabilisere aggregert produksjon vil dermed gi en kostnad for begge landene, ved at Land B må tåle en lengre periode med lavere produksjon og Land A må gå igjennom en periode med høyere inflasjon enn ønsket, se De Grauwe (2003).

På samme måte som konsekvensen av asymmetriske etterspørselssjokk analyseres over, kan en også se på konsekvensen av asymmetriske tilbudssidesjokk. Tilbudssidesjokk kan oppstå for eksempel dersom produksjonskostnadene i en viktig sektor av økonomien tiltar. I en slik situasjon kan pengepolitikken tilsvarende brukes til å stabilisere produksjonen i økonomien. Dette kan illustreres ved å betrakte en situasjon der økonomien utsettes for et negativt tilbudssidesjokk. AS-kurven vil i dette tilfellet skifte opp langs AD-kurven fra punkt A til punkt B i figur 3, hvilket innebærer inflasjonspress og lavere produksjon.

**Figur 3: Tilbudssidesjokk som følge av økte produksjonskostnader.**



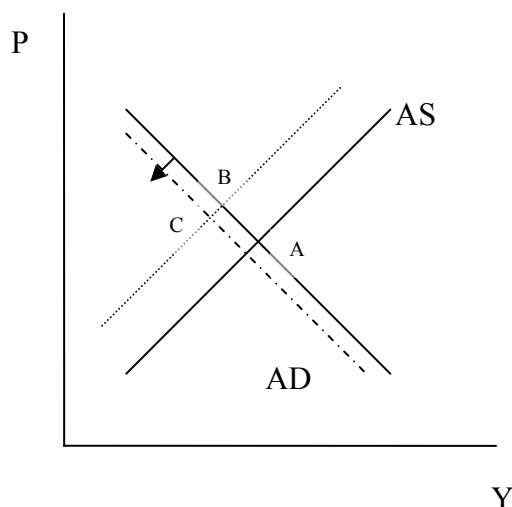
Etterspørselen kan i denne modellen stimuleres av pengepolitikken, som forklart over, ved at pengemengden økes eller renta reduseres. Dette representeres ved at AD-kurven skifter mot høyre i figur 3. Figur 3 viser derimot at bruk av renta til å stabilisere produksjonen medfører at prisnivået øker og inflasjonstakten i økonomien tiltar. Når et land også tar hensyn til prisstabilitet, kan denne typen stabiliseringspolitikk dermed være lite ønskelig. Dersom Land A og Land B i eksempelet ovenfor utsettes for like tilbudssidesjokk, vil rentesettingen til en felles sentralbank kunne stabilisere produksjonen i begge områdene. Ved asymmetriske tilbudssidesjokk, vil dette derimot ikke være mulig, da økonomiene vil trenge ulike etterspørselsimpulser for å stabilisere produksjonen.

Ovenfor betraktet vi en situasjon hvor alternativet til å være med i en valutaunion, eller operere med en helt fast valutakurs, var å operere med en selvstendig pengepolitikk med mål om å stabilisere aggregert produksjon. Mange økonomier operer i dag med inflasjonsstyring. Dersom dette regimet sammenlignes med et fastkursregime, må konklusjonene endres noe. Dette har ikke vært vanlig å gjøre i den tradisjonelle OCA-litteraturen, men gir likevel interessant innsikt. Røisland og Torvik (2004) setter opp en to-sektor modell under henholdsvis fast valutakurs og inflasjonsstyring. I innledningen omtaler de hvilke implikasjoner disse to regimene har for stabilitet i aggregert produksjon i en én-sektor modell.

Analysen under viser disse poengene i en AS-AD modell. Figur 2 viser at et positivt etterspørselssjokk gir et oppadgående press på prisnivået i økonomien med tilhørende økt inflasjon. Ettersom sentralbanken styrer etter et inflasjonsmål, vil den typisk respondere med å øke renta for å hindre at inflasjonen blir høyere enn inflasjonsmålet. Høyere rente vil både gi en direkte innenlands negativ etterspørselsrespons, og forverret konkurranseevne, noe som i figur 2 representeres ved at etterspørselskurven skifter mot venstre. Ved etterspørselssjokk vil altså sentralbankens respons, også under streng inflasjonsstyring, virke stabiliserende på produksjonen. Det vil med andre ord også i dette tilfellet innebære en ulempe for et land å oppgi muligheten til å føre en selvstendig pengepolitikk ved asymmetriske etterspørselssjokk, da en selvstendig pengepolitikk i dette tilfellet kan brukes til å stabilisere både inflasjonstakten og produksjonen.

Dersom et land utsettes for et tilbudssidesjokk, for eksempel på grunn av lavere konkurranseevne i en viktig næring, vil renteresponsen til sentralbanken ved inflasjonsstyring, tendere mot å destabilisere produksjonen relativt til ved fast valutakurs. Dette illustreres i Figur 4 i en situasjon med et negativt tilbudssidesjokk under streng inflasjonsstyring. Det negative tilbudssidesjokket gjør at AS-kurven skifter opp langs AD-kurven fra punkt A til punkt B i figur 4, hvilket innebærer inflasjonspress og lavere produksjon. Ved inflasjonsmål vil sentralbanken respondere med å sette opp renta, slik at inflasjonspresset dempes. Den økte renta medfører, som beskrevet ovenfor, at AD-kurven skifter mot venstre. I figur 4 representeres dette med at AD-kurven skifter langs AS-kurven fra punkt B til punkt C. Produksjonen vil altså reduseres mer enn ved fast valutakurs (Røisland og Torvik, 2004).

**Figur 4: Tilbudssidesjokk under fast valutakurs og streng inflasjonsstyring**



Ved symmetriske tilbudssidesjokk vil en felles sentralbank kunne stabilisere produksjonen i begge økonomiene. Dersom en felles sentralbank har inflasjonsmål, vil derimot også denne respondere på en måte som gjør at total produksjon destabiliseres ytterligere. Mange sentralbanker tar hensyn til både variasjon i produksjon og inflasjon, og i dette tilfellet vil renteresponsen til sentralbanken tendere mot å destabilisere aggregert produksjon mindre enn når den kun tar hensyn til inflasjon (Holden, 1998). Produksjonen vil altså destabiliseres mer desto mindre hensynet til produksjonen blir vektlagt.

Analysen over viser at en helt fast valutakurs vil innebære visse ulemper når det forekommer asymmetriske sjokk. Pengepolitikken kan da ikke brukes til å stabilisere økonomien. Dersom landet er svært lite i forhold til resten av det monetære området, vil en felles pengepolitikk – innrettet mot å stabilisere gjennomsnittet i hele området – tvert imot virke destabiliserende. Ved tilbudssidesjokk vil det være en konflikt mellom å stabilisere inflasjonen og å stabilisere produksjonen. Det er dermed ikke opplagt at en selvstendig sentralbank ville ha opptrådt annerledes med et selvstendig stabilitetsmål enn ved fast valutakurs. Ved asymmetriske etterspørselssjokk vil en selvstendig pengepolitikk derimot kunne brukes til å stabilisere både produksjon og inflasjon. På den annen side vil det få konsekvenser for valutakursen. Av hensyn til konkurranseutsatte virksomheter kan en selvstendig sentralbank i et lite land med stor samhandel med andre land da velge å ikke endre renta. Dersom en ved å føre en selvstendig pengepolitikk likevel ikke ville ha reagert på et asymmetrisk sjokk, er det små kostnader forbundet med å oppgi selvstendigheten. Dette skal jeg se nærmere på i avsnitt 2.2.

### 2.1.2. Endogenisering av teorien om optimale valutaområder

Næringsstruktur vil være viktig for å bedømme om det vil være optimalt for ulike land å operere med helt fast valutakurs eller felles valuta. Burda og Wyplosz (2001) peker på at sannsynligheten for at land utsettes for asymmetriske sjokk vil være mindre dersom de produserer like varer. I tillegg vil sjokk tendere mot å ha mindre effekt i land der det produseres mange ulike varer, da dette gjør at sjokk i etterspørselen etter et gode, eller endret konkurranseevne i produksjonen av en vare, får mindre å si for økonomien på aggregert nivå. Rødseth (2000) omtaler i en diskusjon om optimale valutaområder, at små land ofte sies å ikke være egnet for å være med i et valutaområde, nettopp fordi de ofte er spesialisert i produksjon av få goder. Han gir uttrykk for at et slikt syn er for enkelt. Små land vil, i følge Rødseth, nettopp derfor også være svært avhengig av handel med omverdenen, og dermed kunne ha store fordeler ved å ha en felles valuta. I tillegg peker han på at det også innenfor større land finnes regioner som er minst like spesialiserte, og som ut i fra dette argumentet dermed også ville komme bedre ut ved å ha en selvstendig pengepolitikk<sup>9</sup>.

Det at næringsstrukturen er viktig for å avgjøre om et område kan sies å være et optimalt valutaområde, kan illustreres ved å tenke på et ekstremtilfelle der to helt lukkede land som produserer forskjellige goder vurderer å operere med felles valuta. En kan lett tenke seg at det for disse to landene vil medføre en kostnad å operere med en felles valuta da nettoeffekten av sjokkene som rammer de to økonomiene vil tendere mot å være svært asymmetriske. Derimot vil to land som handler mye med hverandre i like varer, tendere mot å bli utsatt for mer symmetriske sjokk. Oppstartsfasen til en valutaunion i Europa initierte en diskusjon i litteraturen knyttet til sammenhengen mellom handel, næringsstruktur og synkronisering av konjunkturutviklingen i ulike land. Dette avsnittet presenterer kort to ulike synspunkter i debatten.

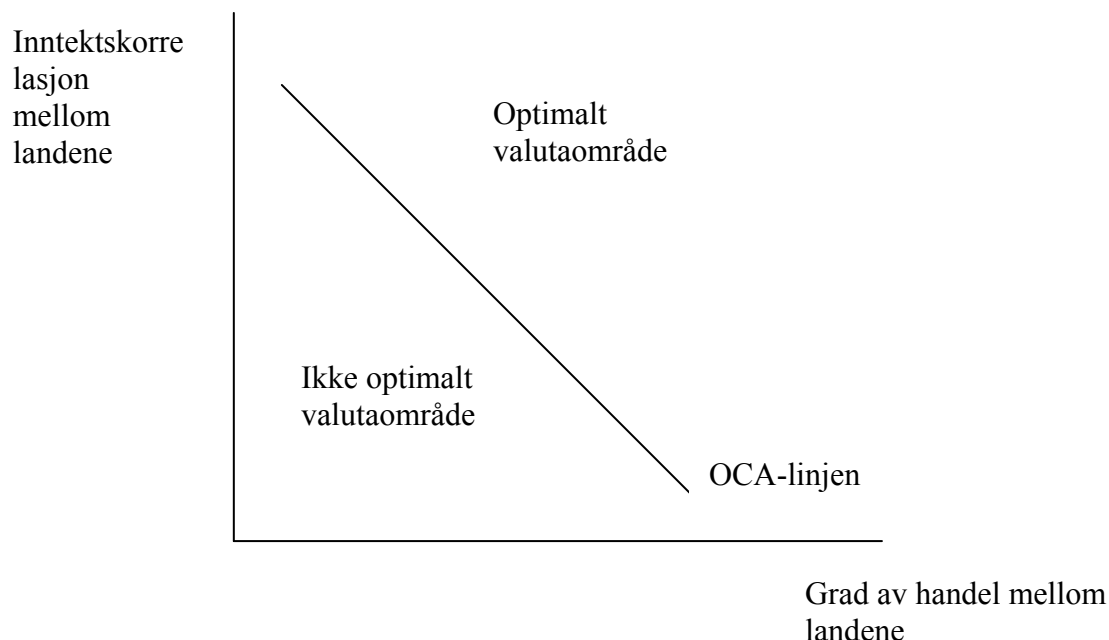
Jeg har tidligere nevnt at synkronisering av konjunkturutvikling og handel mellom land, er to viktige kriterier for et optimalt valutaområde. Økt handel mellom land vil føre til at fordelene forbundet med å operere med fast valutakurs, eller i en valutaunion vil øke, og behovet for en

---

<sup>9</sup> Han advarer samtidig mot å trekke sammenligningen mellom land og regioner for langt, da asymmetriske sjokk innenfor land enklere kan utjevnes ved andre mekanismer som mobil arbeidskraft, finanspolitikk o.s.v.

selvstendig pengepolitikk blir mindre desto mer konjunktorene svinger i takt. Forholdet mellom handel mellom land, korrelasjon av konjunkturforløp og det optimale valutaområdet, representeres i litteraturen ofte ved den såkalte OCA-linjen:

**Figur 5: OCA-linjen**



Figur 5 viser hvilke kombinasjoner av handel mellom land og inntektskorrelasjon som gjør et geografisk område til et optimalt valutaområde (De Grauwe, 2003). Dersom en analyse av de to kriteriene gjør at et land havner til venstre for OCA-linjen, er det altså ikke optimalt for landet å ha en helt fast valutakurs eller inngå i en valutaunion med de landene analysen foretas mot. En analyse som viser at et land havner til høyre for OCA-linjen vil derimot indikere at landet inngår i et optimalt valutaområde med landene. Diskusjonen i litteraturen dreier seg om hvordan inntektskorrelasjonen reagerer på at land starter å operere med felles valuta. Dersom handelen mellom land endres som følge av at landene inngår et slikt samarbeid og inntektskorrelasjonen er endogen med hensyn på grad av handel mellom land, vil ikke en analyse av tilgjengelige data være tilstrekkelig for å avgjøre om et land bør være med i et valutasamarbeid eller ikke (Frankel og Rose, 1998).

Det å operere med en felles valuta vil som tidligere nevnt fjerne usikkerhet knyttet til valutafluktuasjoner og kostnader knyttet til transaksjoner av valuta. Diskusjonen i litteraturen tar utgangspunkt i at denne endringen fjerner en handelshindring og at en dermed vil få økt handel mellom land når de inngår i en valutaunion. Litteraturen er uenig når det gjelder

hvilken effekt den økte handelen vil få for næringsstrukturen i landene. Frankel (1999) argumenterer for at økt grad av handel mellom land vil føre til økt inntektskorrelasjon mellom landene. Tanken er at mer handel mellom land gjør at de blir utsatt for mer symmetriske etterspørselssjokk. Dersom dette stemmer, kan et land være kvalifisert for medlemskap i et optimalt valutaområde *ex post*, selv om det ikke er kvalifisert *ex ante*. Dette argumentet baserer seg på en antagelse om at økt handel mellom land vil medføre økt handel i like varer, såkalt næringsintern handel. Det kan derimot også argumenteres for at økt økonomisk integrasjon vil gjøre det lettere å utnytte stordriftsfordeler i produksjonen og at produksjonen i de ulike økonomiene dermed blir mer spesialisert. Krugman (1993) mener at denne effekten vil dominere, og at økt handel mellom land dermed vil medføre flere landsspesifikke sjokk. I dette tilfellet kan et land som *ex ante* oppfyller kriteriene for å knytte seg til et optimalt valutaområde, *ex post* oppleve at økt handel medfører lavere inntektskorrelasjon med de andre landene i valutaområdet, og at kriteriene dermed ikke lenger er oppfylte.

Dersom en helt fast valutakurs mellom Norge og euroområdet, eller eventuelt at Norge knyttes til Den Europeiske Monetære Union (EMU), medfører økt handel mellom de to økonomiene, tilsier den overnevnte debatten at dette bør tas hensyn til når en trekker konklusjoner fra en analyse av tilgjengelige data, da det ikke er sikkert at de konklusjoner en finner *ex ante* vil være de samme som de en vil treffe etter at land har inngått et valutasamarbeid.

## 2.2 EVALUERING I EN TO-SEKTOR ØKONOMI

Teorien om optimale valutaområder (OCA) har som nevnt tradisjonelt fokusert på at det å operere med fast valutakurs, eller i en valutaunion, kan innebære en kostnad ved asymmetriske sjokk. For små, åpne økonomier kan også hensynet til konkurranseutsatte næringer veie tungt, og kostnaden som postuleres av OCA-teorien er dermed kanskje ikke like viktig. En vanlig forenkling for å kunne analysere hvordan ulike typer sjokk påvirker sektorer i en liten åpen økonomi, med ulik grad av eksponering for internasjonal konkurranse, er å dele økonomien inn i en konkurranseutsatt (k-sektor) og en skjermet sektor (s-sektor). I skjermet sektor produseres goder som ikke omsettes på et internasjonalt marked, og hvor prisene derfor bestemmes i innenlandsmarkedet. Godene som produseres i konkurranseutsatt sektor omsettes på verdensmarkedet, og for små, åpne økonomier, må derfor prisen på godene i denne sektoren i større grad tas for gitt (Rødseth, 2000).



I avsnitt 2.1.1 analyserte jeg i en én-sektor modell de ulike pengepolitiske regimene ut i fra hensynet til å stabilisere produksjonen og inflasjonen. I mange land er man i tillegg opptatt av forholdet mellom konkurranseutsatt og skjermet sektor. Konkurranseutsatt sektor har en viktig rolle, ved at den bidrar til et lands valutainntekter. Holden (1998) peker på at Norges avhengighet av k-sektor avhenger av forventningen om fremtidige oljeinntekter, men at vi selv med høye oljepriser ikke har store nok oljeinntekter til å greie oss uten en betydelig k-sektor. Røisvik og Torvik (2004) gir uttrykk for at både hensynet til stabilitet i samlet produksjon, og i produksjon på sektornivå, bør tas hensyn til. De mener at dette blant annet kan redusere variasjonen i arbeidsledighetsraten, da det vil være enklere for arbeidstakerne i en sektor som befinner seg i lavkonjunktur å finne seg en ny jobb, dersom andre sektorer samtidig ekspanderer. Samtidig vil det ved høyere mobilitet av arbeidskraft innenfor sektorer enn mellom sektorer, være viktig at produksjonen på sektornivå stabiliseres.

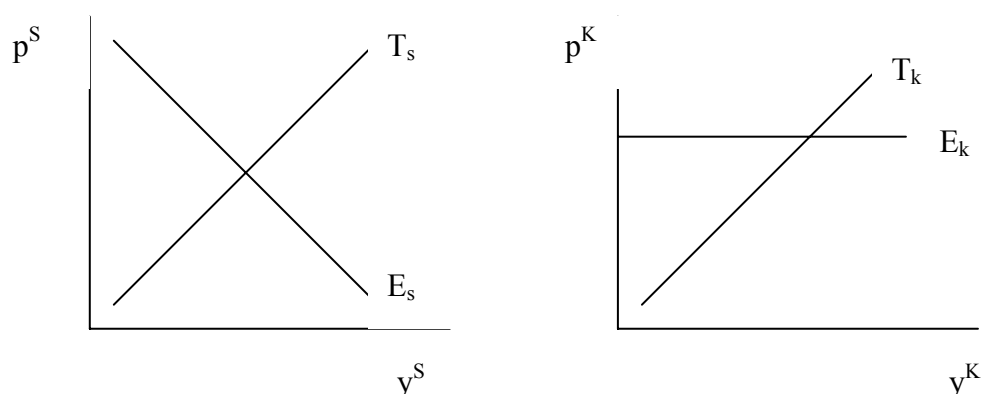
I en verden med stor grad av kapitalmobilitet over landegrensene, vil det være gunstig at kostnadsnivået for k-sektor stabiliseres relativt til kostnadsnivået i utlandet. Store valutafluktuasjoner kan betraktes som kostnader for bedriftene i konkurranseutsatte næringer, da dette vil medføre økt usikkerhet og behov for valutasikring. I NOU 2003:13 vises det til at denne typen valutasikring kan medføre betydelige kostnader. Store valutafluktuasjoner kan dermed gjøre at eksisterende virksomheter tenderer mot å flytte til områder med mer stabile rammebetingelser, og nye etableringer tenderer mot å bli lagt til andre land. Ved å operere med fast valutakurs mot euro, kan kostnadsnivået målt i felles valuta stabiliseres, se Holden (1998). Norge kan i dag på grunn av høye valutainntekter fra petroleumssektoren greie seg med en mindre konkurranseutsatt sektor enn uten disse inntektene, og likevel kunne opprettholde et ønsket konsumnivå av importvarer. I fremtiden kan derimot behovet for valutainntekter fra konkurranseutsatte næringer bli større. Problemet er at det da vil kunne medføre store tilpasningskostnader å bygge opp igjen tapt industri, se for eksempel diskusjonen i NOU 2003:13.

Røisland og Torvik (2004) setter opp en modell for en to-sektor økonomi under henholdsvis fast valutakurs og streng inflasjonsstyring. Modellen gjør det mulig å se hva hensynet til konkurranseutsatt sektor impliserer for diskusjonen om å operere med fast valutakurs, eller i en valutaunion, versus inflasjonsstyring. Jeg introduserer denne modellen og ser hvilke konsekvenser tilbuds- og etterspørselssjokk har for fluktuasjon i samlet produksjon, og i

produksjon på sektornivå, under de to pengepolitiske regimene<sup>10</sup>. Analysen er partiell og antar at renta i utlandet og utenlandsk prisnivå er eksogent gitt. Sjokkene kan dermed betraktes som asymmetriske mellom land. Antagelsen om at disse variablene ikke påvirkes er streng, men tillater oss å se hva asymmetriske sjokk mellom land har å si for stabilitet på sektornivå under de to ulike regimene.

Analysen bruker en grafisk fremstilling av modellen til å forklare effekten av ulike sjokk:

**Figur 6: To-sektor modell under fast valutakurs og streng inflasjonsstyring.**



$y^i$  er logaritmen av produksjonsgapet og  $p^i$  er logaritmen av prisnivået i sektor  $i$ ,  $i$  = skjermet (S), konkurranseutsatt (K). Heltrukne linjer vil i resten av analysen vise situasjonen før det skjer et sjokk i modellen

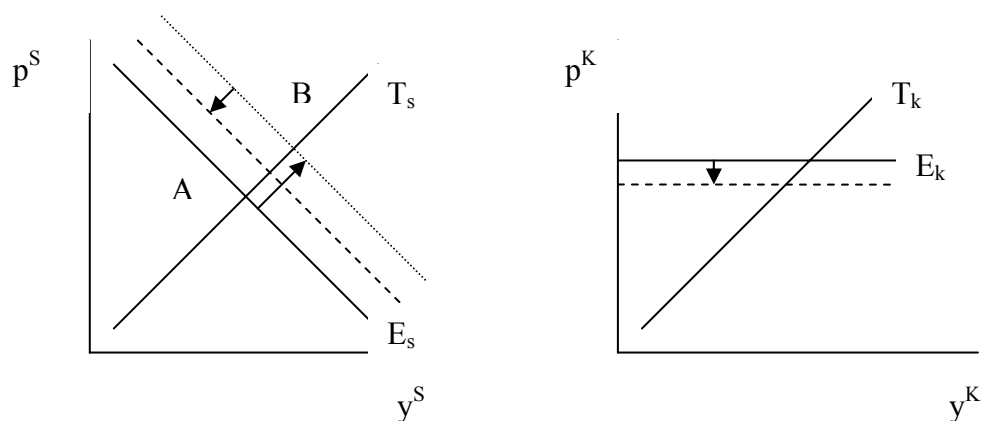
Figur 6 viser likevekten i henholdsvis konkurranseutsatt og skjermet sektor. Etterspørselen i skjermet sektor er negativt avhengig av prisnivået, mens tilbudet er stigende i prisnivået. Etterspørselen i konkurranseutsatt sektor er perfekt priselastisk, hvilket uttrykker at prisen er gitt ved den prisen som bestemmes på verdensmarkedet. Tilbudet er også i konkurranseutsatt sektor stigende i prisnivået.

Jeg ser her først på konsekvensen av et positivt etterspørselssjokk i skjermet sektor. Dette kan for eksempel skyldes at preferansene til innbyggerne skifter mot produkter produsert i denne sektoren, eller at myndighetene setter i gang en uventet ny velferdsordning. I figur 7 representeres etterspørselssjokket ved at etterspørselskurven i skjermet sektor skifter mot høyre. Etterspørselskurven beveger seg da langs tilbudskurven fra punkt A til punkt B, hvilket medfører inflasjonspress og økt produksjon i skjermet sektor. Under fast valutakurs og perfekt kapitalmobilitet, antas innenlandsk nominell rente å være lik renten i utlandet, og renta forblir

<sup>10</sup> Resten av delkapittelet bygger på Røisland og Torvik (2004). Jeg benytter meg her av resultatene modellen gir, og viser til de overnevnte artikkelforfatterne for en grundigere innføring.

dermed uendret. Realrenten øker<sup>11</sup> og realvalutakursen appresierer, hvilket isolert sett reduserer økningen i produksjonen i skjermet sektor som følge av etterspørselssjokket. Produksjonen i konkurranseutsatt sektor forblir uendret siden den nominelle valutakursen ikke endres.

**Figur 7: Etterspørselssjokk i skjermet sektor.**



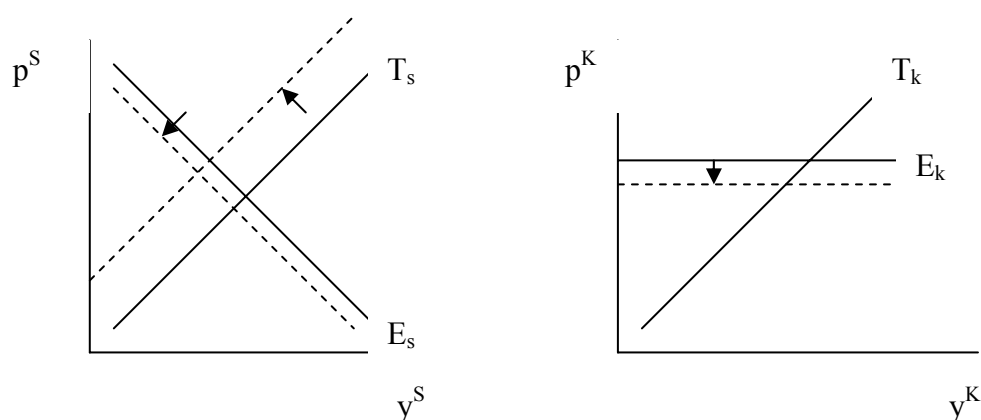
Under streng inflasjonsstyring vil situasjonen være annerledes. I dette tilfellet vil inflasjonspresset, som følge av etterspørselssjokket i skjermet sektor, gjøre at sentralbanken responderer med å sette en høyere nominell rente. Dette vil medføre både en innenlandsk negativ etterspørselsrespons, hvilket i denne modellen kun påvirker skjermet sektor, og en appresiering av den nominelle valutakursen. Når valutakursen appresierer, gjør dette at prisen på varer produsert i k-sektor vil synke målt i innenlandsk valuta. Disse to forholdene representeres i figur 7 ved at etterspørselskurven i skjermet sektor skifter tilbake mot venstre relativt til i situasjonen ved fast valutakurs, samt at etterspørselskurven i k-sektor skifter ned. Man ser på denne måten at utslaget i produksjonen i s-sektor blir mindre, mens utslaget i produsert mengde i k-sektor blir større ved streng inflasjonsstyring relativt til ved fast valutakurs. Effekten på total produksjon er avhengig av tilbudselasticiteten i de to sektorene, samt vekten de utgjør av samlet produksjon. Det kan vises at samlet produksjon kan synke ved et positivt etterspørselssjokk i skjermet sektor under streng inflasjonsstyring, og at denne reduksjonen kan være større enn økningen i produksjon ved fast valutakurs.

<sup>11</sup> Variablene er definert som avvik fra "steady-state", og alle sjokk har forventningsverdi null og er uavhengige over tid. Realrenten er definert som differensen mellom nominell rente og forventet inflasjon. Høyere inflasjon vil altså føre til lavere forventet fremtidig inflasjon, og realrenten vil dermed øke.

Inflasjonsstyringen vil altså i tillegg til å skape større aktivitetsvolatilitet i k-sektor, også kunne bidra til å destabilisere det totale aktivitetsnivået i økonomien ved etterspørselssjokk. I én-sektor modellen jeg så på tidligere skjedde dette kun ved tilbudssidesjokk.

Figur 8 viser effekten av et negativt tilbudssidesjokk i skjermet sektor.

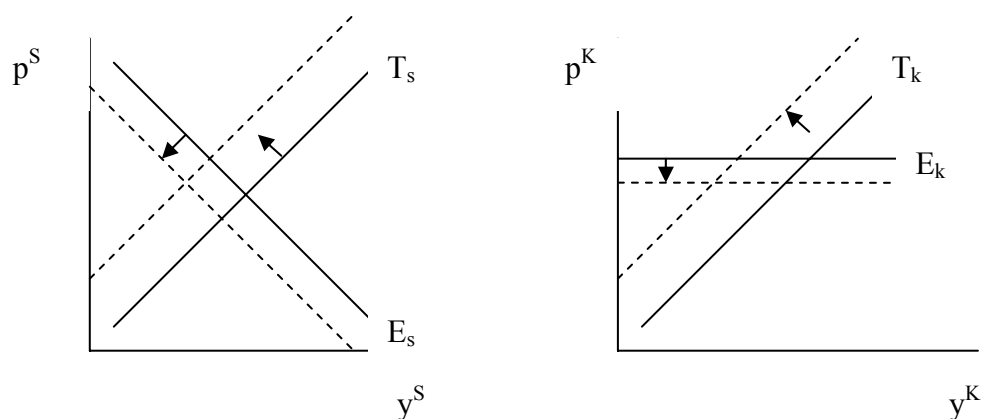
**Figur 8: Tilbudssidesjokk i skjermet sektor.**



Et slikt sjokk kan for eksempel være forårsaket av økt pris på en innsatsfaktor, som kun brukes i skjermet sektor. Tilbudssjokket representeres ved at tilbudskurven i skjermet sektor skifter opp, hvilket medfører høyere prisnivå og lavere produksjon i skjermet sektor. Under fast valutakurs og perfekt kapitalmobilitet, vil som tidligere nevnt, den nominelle renten alltid måtte være lik renten i utlandet. Renten blir altså i dette tilfellet uendret, og produksjonen i k-sektor blir dermed ikke påvirket. Under inflasjonsstyring vil derimot det økte prisnivået i S-sektor gjøre at sentralbanken vil respondere med å øke den nominelle renten. Dette fører både til at innenlandsk etterspørsel reduseres og at den nominelle valutakursen appresierer. I figuren representeres dette ved at etterspørselkurven for S-sektor skifter mot venstre, mens etterspørselskurven for K-sektor skifter ned. Dette medfører større utslag på produksjonen i begge sektorer enn ved fast valutakurs, og dermed også større utslag i samlet produksjon.

Et annet tenkt tilbudssidesjokk kan komme ved at lønnsdannelsen desentraliseres slik at lønnsnivået i økonomien øker. Dette vil øke produksjonskostnadene i begge sektorene, og tilbudskurven til både S- og K-sektor vil i dette tilfellet skifte opp.

**Figur 9: Tilbudssidesjokk i K- og S-sektor.**



Figur 9 viser at et negativt tilbudssidesjokk som virker inn både på S- og K-sektor vil gjøre at produksjonen i begge sektorene reduseres, samt at prisnivået i S-sektor blir høyere. Ved fast valutakurs, vil ikke den nominelle renten endres, og den nominelle valutakursen forblir dermed tilsvarende uendret. Under streng inflasjonsstyring, vil derimot det høyere prisnivået i S-sektor gjøre at sentralbanken vil respondere med et økt rentenivå. Dette vil da både gi en negativ etterspørselsrespons i skjermet sektor, og appresiering av den nominelle valutakursen. Dette medfører at etterspørselskurven i skjermet sektor skifter mot venstre og at etterspørselskurven i K-sektor skifter ned. Dermed blir også her resultatet ved tilbudssidesjokk at utslaget i produksjon i de to sektorene blir større under streng inflasjonsstyring enn ved fast valutakurs, og utslaget på samlet produksjon blir derigjennom større.

To-sektor modellen gir i forhold til en enkel én-sektor modell ny innsikt når det gjelder stabilitet i produksjonen ved asymmetriske sjokk mellom land. Analysen viser at inflasjonsstyring ved etterspørselssjokk vil destabilisere produksjonen i K-sektor og stabilisere produksjonen i S-sektor i forhold til ved et fastkursregime. Ved et tilbudssidesjokk vil inflasjonsstyring medføre at produksjonen i begge sektorer destabiliseres som i en én-sektor modell. Utslaget i total produksjon blir dermed ved tilbudssidesjokk størst ved inflasjonsstyring. Siden inflasjonsstyring vil destabilisere K-sektor og fastkurs vil destabilisere S-sektor ved etterspørselssjokk, er det vanskelig å si hvilket av regimene som ved etterspørselssjokk gir størst utslag i total produksjon. I modellen derimot vises at inflasjonsstyring, under visse parameterrestriksjoner, både vil medføre økt aktivitetsvolatilitet i K-sektor og i total produksjon. Det er viktig å legge merke til at modellen forutsetter streng

inflasjonsstyring, hvilket betyr at sentralbanken kun tar hensyn til inflasjon i sin rentesetting. Røisland og Torvik (2004) peker på at en sentralbank som tar hensyn både til variasjon i produksjon og inflasjon kan gjøre utslaget i produksjonen for konkurranseutsatt sektor ved etterspørselssjokk enda større. Figur 7 viser dette poenget. Ved streng inflasjonsstyring vil sentralbanken heve renten for å dempe inflasjonspresset, og dermed reduseres produksjonen i K-sektor. Under forutsetning av at tilbudselasticiteten er større i S-sektor enn i K-sektor, kan det vises at total produksjon øker. Dersom sentralbanken i tillegg tar hensyn til stabilitet i produksjonen, vil hensynet til total produksjon i dette tilfellet medføre at renten ville ha blitt hevet enda mer, og at reduksjonen i produksjonen i K-sektor dermed ble større.

Analysen setter diskusjonen om kostnaden ved asymmetriske sjokk mellom land i et interessant lys. Dersom en ønsker å føre en selvstendig pengepolitikk ved asymmetriske sjokk, vil dette normalt medføre valutakursfluktuasjoner, og tilhørende destabilisering av K-sektor. For et land hvor hensynet til konkurranseutsatte næringer veier tungt, vil dermed kostnaden ved å oppgi en selvstendig pengepolitikk ved asymmetriske sjokk ikke være fullt så tungtveiende.

### 3. KARAKTERISTIKA VED MAKROØKONOMISKE TIDSSERIER<sup>12</sup>

En tidsserie viser realiseringen av en tilfeldig hendelse. En tidsserie for en prosess  $X$ , vil inneholde informasjonen  $\{...X_1, X_2, \dots, X_T\}$  eller  $\{X_t\}$ , hvor  $t$  viser i hvilken periode realiseringen av  $X$  finner sted.

Makroøkonomiske tidsserier vil typisk både fluktuere og vokse over tid. I tillegg utviser de en stor grad av persistens, hvilket betyr at tilfeldige endringer typisk vedvarer over tid. Dette gir utfordringer når en ønsker å analysere sykelkomponenten av en tidsserie. Tidsserier kan dekomponeres i ulike komponenter, og en kan si at logaritmen av en tidsserie er gitt ved:

$$\text{Tidsseriedata} = \text{trend} + \text{sykel} + \text{sesongvariasjoner} + \text{støy}$$

For å isolere sykelkomponenten må en fjerne sesongvariasjoner og trendkomponenten i en tidsserie. Tradisjonelt antok en at trend- og sykelkomponenten i en tidsserie kunne studeres separat. Tanken var at trend- og sykelkomponenten ble forårsaket av ulike typer sjokk. Trendkomponenten ble bestemt av permanente sjokk, mens sykelkomponenten ble bestemt av transitoriske sjokk som dør ut over tid. For eksempel ble fluktuasjoner i BNP beskrevet som kortsiktige avvik fra en deterministisk trend. Synet på konjunkturanalyse endret seg derimot da Nelson og Plosser (1982) ikke kunne forkaste nullhypotesen om enhetsrot i flere makroøkonomiske tidsserier. Dette innebærer at en stor andel av stokastiske sjokk aldri vil dø ut, og dermed bidrar til trendkomponenten. Trendkomponenten i en slik tidsserie vil dermed være stokastisk. Nelson og Kang (1981) viste at en kan generere falske sykler dersom en betrakter en trend som deterministisk, når den i virkeligheten er stokastisk.

#### 3.1 STASJONÆRE OG IKKE-STASJONÆRE PROSESSER

Jeg ønsker her å introdusere forskjellen mellom stasjonære og ikke-stasjonære prosesser. En ikke-stasjonær prosess vil, i motsetning til en stasjonær prosess, ikke tendere mot å returnere

---

<sup>12</sup> Innledningen baserer seg på Bjørnland (1998) og de artikler hun refererer til, samt Green (2003).

til en deterministisk trendvekst etter et stokastisk sjokk. Grunnen er, som nevnt ovenfor, at en stor andel av stokastiske sjokk ikke vil dø ut, og dermed bidrar til trendkomponenten. Mer presist kan en si at en svakt stasjonær prosess vil ha konstant forventningsverdi og varians over tid. I tillegg er kovariansen mellom realiseringer i tidsserien for periode  $t$  og periode  $s$  kun avhengig av avstanden i tid mellom de to periodene,  $abs(t-s)$ , men ikke av  $t$  eller  $s$  (Bjørnland, 1998).

Jeg vil her vise hvordan ulike prosesser er henholdsvis ikke-stasjonær og stasjonær.  $y_t$  antas først å være en autoregressiv prosess av grad én<sup>13</sup>:

$$(3.1) y_t = ay_{t-1} + u_t$$

der  $u_t$  er hvit støy, hvilket betyr at den har følgende egenskaper:  $E(u_t) = 0$ ,  $Var(u_t) = \sigma_u^2$  og  $Cov(u_t, u_s) = 0$  for  $s \neq t$ .

Det kan nå vises at  $y_t$  vil være stasjonær dersom  $|a| < 1$ :

Substitusjon i (3.1) gir under antagelse av at  $y_0=0$ :

$$(3.1') y_t = a(ay_{t-2} + u_{t-1}) + u_t = a^2 y_{t-2} + au_{t-1} + u_t = a^2 (ay_{t-3} + u_{t-2}) + au_{t-1} + u_t = \dots = \sum_{j=0}^{t-1} a^j u_{t-j}$$

En finner da forventningsverdi, varians og kovarians til å være henholdsvis:

$$(3.2) E(y_t) = 0$$

$$(3.3) Var(y_t) = \frac{1}{1-a^2} \sigma_u^2$$

$$(3.4) Cov(y_t, y_s) = \frac{a^{|t-s|}}{1-a^2} \sigma_u^2$$

En kan dermed så lenge  $|a| < 1$  se av (3.2)-(3.4) at  $y_t$  tilfredsstiller kravene for svak stasjonærhet. (3.1') viser dessuten at stokastiske sjokk kun har en transitorisk effekt på  $y_t$  så

---

<sup>13</sup> Resten av delkapittelet bygger på teori presentert i Green(2003).



lengde  $|a| < 1$ .  $y_t$  vil altså i tilfellet over være svakt stasjonær. Nedenfor betraktes tilfellet hvor  $y_t$  følger en såkalt "random walk with drift":

$$(3.5) \ y_t = y_{t-1} + b + u_t, \ u_t \sim \text{hvit støy}$$

Substitusjon i (3.5) gir følgende uttrykk:

$$(3.5') \ y_t = y_{t-2} + b + u_{t-1} + b + u_t = \dots = bt + \sum_{j=0}^{t-1} u_{t-j}$$

når  $y_0 = 0$ .

Forventningsverdien til  $y_t$  er i dette tilfellet:

$$(3.6) \ E(y_t) = bt$$

hvilket er avhengig av  $t$ , og  $y_t$  er dermed ikke svakt stasjonær. (3.5') viser dessuten at alle stokastiske sjokk vil reflekteres fullt ut i  $y_t$ , og vil dermed bidra til trendkomponenten.

Proessen,  $y_t$ , har altså både en deterministisk trendkomponent og en stokastisk permanent komponent. En vil derimot ved å trekke fra  $y_{t-1}$  på begge sider av likhetstegnet i (3.5) få et uttrykk for førstedifferansen av  $y_t$  lik:

$$(3.7) \ \Delta y_t = b + u_t$$

hvilket er stasjonært, siden  $u_t$  er hvit støy.

En tidsserie,  $y_t$ , der en må trekke fra en lagget verdi for å få en stasjonær prosess, sier en har en enhetsrot. Mer generelt vil en tidsserie,  $y_t$ , der en må trekke fra  $z$  antall laggede verdier for å få en stasjonær prosess sies å være "integrated of order  $z$ ", eller  $I(z)$ .

## 3.2 TEST FOR STASJONÆRITET<sup>14</sup>

Ved konjunkturanalyse er det viktig å kunne bedømme om en tidsserie er  $I(z)$ , der  $z > 0$ , eller om den er stasjonær rundt en deterministisk trend. Grunnen til dette er at en må avgjøre om tidsserien kan betraktes som stasjonær rundt en deterministisk trend, eller om den har en stokastisk trendkomponent. Jeg introduserer her Dickey-Fuller testen, som kan brukes til å teste nullhypotesen om at en tidsserie er ikke-stasjonær, mot alternativshypotesen om at den er stasjonær.

Her betraktes et tilfelle hvor avviket for tidsserien  $y_t$  fra en lineær tidstrend, er gitt ved en autoregressiv prosess av grad én:

$$(3.8) \quad y_t - \alpha - \beta t = e_t, t = 1, 2, \dots, T$$

der  $e_t = \rho e_{t-1} + u_t$ ,  $u_t \sim$  hvit støy

Substitusjon av den autoregressive prosessen inn i (3.8) gir:

$$(3.8') \quad y_t = m + dt + \rho y_{t-1} + u_t, \text{ der } m = (1 - \rho)\alpha + \rho\beta \text{ og } d = \beta(1 - \rho)$$

Den generelle formen i (3.8') gjør at en kan gjennomføre test for stasjonærhet for ulike typer tidsserier. På denne måten bruker en ikke opp frihetsgrader ved å estimere unødvendig mange variable. For bruttonasjonalprodukt, hvilket jeg senere vil analysere, vil det være naturlig å estimere en trendmodell, der  $\beta \neq 0$ , siden disse tidsseriene typisk vokser over tid.

Ved å trekke fra  $y_{t-1}$  på begge sider får vi:

$$(3.9) \quad \Delta y_t = m + dt + \zeta y_{t-1} + u_t, \text{ der } \zeta = (\rho - 1)$$

Gitt at  $u_t$  ikke utviser autokorrelasjon, kan en nå teste nullhypotesen om at  $y_t$  følger en ikke-stasjonær prosess. Alternativshypotesen er at  $y_t$  følger en stasjonær prosess rundt en

---

<sup>14</sup> Avsnittet bygger på Hassler (2000) og de artikler han refererer til.

deterministisk trend. Under nullhypotesen er  $\rho = 1$  mens alternativshypotesen er at  $|\rho| < 1$ . t-verdien for OLS-estimatet til  $\zeta$  sammenlignes med kritiske verdier fra Fuller (1976) for å bedømme om nullhypotesen må forkastes.

Dersom nullhypotesen må forkastes, vil både  $d$  og  $m$  være ulik null, og avviket fra den deterministiske trenden vil være stasjonær. Under nullhypotesen vil  $d=0$ , og  $y_t$  vil følge en ikke-stasjonær prosess med ”drift”:

$$(3.10) \Delta y_t = \beta + u_t$$

For makroøkonomiske tidsserier utviser  $u_t$  typisk autokorrelasjon. En må i dette tilfellet bruke en utvidet Dickey-Fuller test. Testlikningen vil da være:

$$(3.11) \Delta y_t = m + dt + \zeta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mu_{t-i} \Delta y_{t-i} + u_t, \quad t = k+1, k+2, \dots, T$$

der  $k$  velges slik at  $u_t \sim$  hvit støy.

Nullhypotesen er fortsatt at  $\rho=1$ , mens alternativshypotesen er at  $\rho \neq 1$ . Kritiske verdier for t-verdien til OLS-estimatet for  $\zeta$ , er gitt i Fuller (1976).

### 3.3 FILTRERING

En rekke ulike metoder kan brukes til å ekstrahere den sykliske komponenten i tidsserier. Canova (1998) viser at disse både kan gi ulik kvalitativ og kvantitativ informasjon om konjunkturførøpet. Dersom Dickey-Fuller testen ikke kan forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonærhet, tilsier dette at trendkomponenten bør behandles som stokastisk. Jeg introduserer her HP-filtring, som senere i den empiriske analysen brukes til å ekstrahere den sykliske komponenten i tidsseriene. Den sykliske komponenten vil i den empiriske analysen antas å være stasjonær, da HP-filtring filtrerer ut en stokastisk trend.

### 3.3.1 Hodrick-Prescott filteret

HP-filteret er mye brukt for å isolere sykelkomponenten fra en ikke-stasjonær tidsserie. Denne teknikken forutsetter at en tidsserie kan dekomponeres i en trendkomponent og en syklisk komponent. Trenden,  $TR_t$ , er da den som minimerer følgende uttrykk:

$$(3.12) \sum_{t=1}^T (x_t - TR_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(TR_{t+1} - TR_t) - (TR_t - TR_{t-1})]^2$$

Det første leddet i (3.12) viser summen av det kvadrerte avviket mellom faktisk verdi av  $x_t$  og trenden i hver periode, det andre viser parameteren  $\lambda$  multiplisert med summen av kvadratet til andredifferansen til trendkomponenten.  $\lambda$  er en positiv parameter, som avgjør hvor mye hensyn som tas henholdsvis til avviket fra trend og variasjonen i vekstraten til trendkomponenten. En må selv velge  $\lambda$ , hvilket impliserer et valg av hvor mye variasjon en skal tillegge henholdsvis trend- og sykelkomponenten (Kydland og Prescott, 1990). Dette kan illustreres ved å se på to ekstremverdier for parameteren.  $\lambda=0$  gjør at variasjonen i vekstraten til trendkomponenten ikke blir tatt hensyn til og den vil dermed reflektere all fluktuasjon i serien. Dersom  $\lambda=\infty$ , blir bibetingelsen i (3.12) minimert, og en får dermed en lineær trend.

HP-metoden er enkel å bruke, men har også noen svakheter. Et problem er at HP-filteret både er frem- og bakoverskuende, noe som kan gjøre at fluktuasjoner på slutten og begynnelsen av en tidsserie får for stor innvirkning på trendkomponenten (Benedictow og Johansen, 2005). Harvey og Jaeger (1993) finner dessuten at metoden kan gi falske sykler. Man kan dermed ikke forkaste muligheten for å finne store korrelasjoner mellom sykliske komponenter i tidsserier som i virkeligheten er uavhengige. Et annet problem er knyttet til valget av  $\lambda$ . Dette er av relevans for den empiriske analysen i kapittel 4, og behandles derfor noe grundigere nedenfor.

### 3.3.2 Valg av $\lambda$

Et problem med HP-metoden er altså at en må velge en verdi på  $\lambda$ . Kydland og Prescott (1990) finner at  $\lambda=1\ 600$  gir en rimelig trend i kvartalstall for BNP i USA. Dette har i ettertid etablert seg som en slags internasjonal standard. Marcet og Ravn (2004) trekker frem at det

muligens ikke er korrekt å bruke denne lambdaverdien ved sammenligning av konjunkturutviklingen i ulike land. Dette fordi  $\lambda=1\ 600$  ikke nødvendigvis medfører en rimelig trend i kvartalsvise BNP-data for andre økonomier enn den amerikanske. De viser, ved å se på spanske data, at denne lambdaverdien ikke gir en forventet konjunkturutvikling for spansk økonomi<sup>15</sup>. Bjørnland et. al. (2004) viser hvordan produksjonsgapet for Norge varierer ved å velge to ulike verdier for  $\lambda$ . De finner at produksjonsgapet stort sett forteller den samme historien, men at de ved enkelte episoder gir ulike svar. For eksempel finner de at den negative utviklingen i produksjonsgapet i nedgangskonjunkturen tidlig på 1990-tallet med  $\lambda=1\ 600$  snur mye tidligere enn ved  $\lambda=40\ 000$ . Alt i alt peker dette i retning av forsiktighet ved valg av  $\lambda$ . I den empiriske analysen i kapittel 4 brukes det som i dag oppleves som en internasjonal standard, nemlig  $\lambda=1\ 600$ . Analysene utføres i tillegg med SSBs standardverdi ved analyser av norsk økonomi, nemlig  $\lambda=40\ 000$  (Eika og Johansen, 2000). Dette gjøres for å se hvordan konklusjonene endres når en bruker disse to ulike lambdaverdiene. Den største lambdaverdien vil innebære at trendkomponenten antas å være mer lineær.

### 3.4 BEGREPER I KONJUNKTURANALYSE

Innen konjunkturanalyse er det blitt etablert ulike måter å definere konjunktursykler på. De fleste studier av konjunktursykler i dag følger Lucas (1977), og ser på konjunktursykler som avvik fra trend i tidsserier for bruttonasjonalprodukt<sup>16</sup>. Denne kalles i litteraturen ofte for vekstsykelen (CEPR, 2005a). Lav- og høykonjunkturer defineres da som perioder hvor tidsserien ligger henholdsvis under og over trend. Konjunkturtopp og -bunn er der hvor avstanden mellom tidsserien og trenden er størst. Oppgangskonjunktur defineres som perioden da tidsserien befinner seg mellom konjunkturbunn og – topp, og motsatt for nedgangskonjunktur (Benedictow og Johansen, 2005).

Dette står i kontrast til den definisjonen som ble utviklet av Burns og Mitchell og som ligger til grunn for konjunkturdateringen til National Bureau of Economic Research (NBER). De definerte konjunktursykler som fluktuasjoner i en tidsserie for aggregert økonomisk aktivitet. Dette kalles i litteraturen for den klassiske konjunktursykelen. I følge Burns og Mitchell ville

<sup>15</sup> Marcet og Ravn (2004) foreslår en konsistent metode for å bestemme lambdaverdier for ulike land.

<sup>16</sup> Se for eksempel Bjørnland (1998) og Kydland og Prescott (1990)

bruttonasjonalprodukt (BNP) være et egnet mål for aggregert økonomisk aktivitet. Mangel på relevante observasjoner gjorde at de i stedet måtte konstruere en aggregert serie. Denne serien ble kalt referansesykelen. For å konstruere denne, gjennomførte de grafiske analyser av ulike serier for økonomisk aktivitet, og daterte konjunkturtopper og -bunner i disse seriene. Dette identifiserte det de kalte for spesifikke konjunktursykler. Deretter ble referansesykelen konstruert ved å kombinere informasjon fra de ulike spesifikke konjunktursyklene (Harding og Pagan, 2001).

Center for Economic Policy Research (CEPR) daterer konjunktursykelen i euroområdet. Deres metode skiller seg fra konjunkturdatering til NBER ved at de tar utgangspunkt i den såkalte vekstsykelen. CEPR ser altså på endring i avvik fra trend i makroøkonomiske tidsserier, mens NBER ser på absolutte endringer i tidsseriene. Begge institusjonene definerer konjunkturtopper og konjunkturbunner som henholdsvis endepunktet til en konjunkturoppgang og en -nedgang. Definisjonen på konjunkturoppgang og -nedgang er derimot forskjellig. NBER definerer en konjunkturedgang som et signifikant fall i økonomisk aktivitet, som vedvarer lengre enn noen få måneder. En konjunkturoppgang defineres tilsvarende som en signifikant økning i økonomisk aktivitet. De ser på realverdien av BNP som det viktigste målet for aggregert økonomisk aktivitet, men tar i tillegg hensyn til flere andre indikatorer. I henhold til CEPRs definisjon, er konjunkturedgang og konjunkturoppgang henholdsvis en lengre periode med minkende og økende vekst i den sykliske komponenten av BNP, se NBER (2003) og CEPR (2005a). Den sykliske komponenten måles ved indikatoren Eurocoin, som estimerer vekstraten til BNP på månedsbasis (CEPR, 2005b).

### 3.5 SYNKRONISERING AV KONJUNKTURSUKLER

Synkronisering av konjunkturer brukes ofte som mål for i hvilken grad ulike økonomier utsettes for asymmetriske og symmetriske sjokk. Dette fordi en vil vente at konjunkturutviklingen i land som utsettes for ulike typer sjokk, typisk vil divergere. Vi skal her se på to mye brukte mål for synkronisering.

### 3.5.1 "The Concordance Statistic"

Harding og Pagan (2003) bruker en såkalt "concordance statistic" som mål for grad av synkronisering mellom konjunktursykler. Denne måten å måle synkronisering på er nært knyttet til konjunkturdatering til NBER, og viser hvor mange perioder økonomier befinner seg i samme konjunkturfase relativt til det totale antall perioder i datamaterialet.

Konjunkturutviklingen i økonomiene vil da være perfekt synkroniserte dersom de alltid befinner seg i samme konjunkturfase. En binær variabel,  $S_{it}$ , som antar verdien 1 når økonomien er i en konjunkturoppgang og verdien 0 når den befinner seg i en konjunkturedgang innføres for hver økonomi. Statistikken er gitt ved:

$$(3.13) \hat{I} = \frac{1}{T} \left( \sum_{t=1}^T S_{xt} \cdot S_{yt} + \sum_{t=1}^T (1 - S_{xt})(1 - S_{yt}) \right)$$

der  $S_{it}$  er en binær variabel for land  $i$ , der  $i = x, y$ , og  $T$  er det totale antallet perioder i datamaterialet.

Når den økonomiske aktiviteten i to land er perfekt synkroniserte, vil de befinne seg i lik fase i hver periode, hvilket medfører at  $\hat{I} = 1$ . Dersom økonomiene alltid befinner seg i ulik fase, blir  $\hat{I} = 0$ . Et problem med dette målet er at det kan overvurdere graden av synkronisering, hvilket kan ses ved å beregne forventningsverdien til statistikken:

$$(3.14) E(I) = 2\bar{S}_x\bar{S}_y + 1 - \bar{S}_x - \bar{S}_y$$

Den estimerte forventningsverdien vil typisk være større enn 0,5 siden oppgangskonjunkturer tenderer mot å være lengre enn nedgangskonjunkturer, og ifølge Harding og Pagan (2001) trekker dette i retning av at en bør korrigere statistikken med dens gjennomsnittverdi. Artikkelforfatterne peker dermed på at en muligens heller bør bruke korrelasjonskoeffisienten mellom de binære variablene.

Én fordel med å bruke et slikt mål for synkronisering, er at man ikke trenger å bruke ulike filtreringsteknikker for å ekstrahere trendleddet i tidsseriene. Videre kan et slikt mål være problematisk, da det ikke finnes konjunkturdateringer for alle økonomier, og en dermed må bruke ulike typer algoritmer for å bestemme vendepunktene (McDermott og Scott, 1999). Et annet problem er at det ved kraftig økonomisk vekst typisk vil være vanskelig å identifisere

mange konjunktursykler, når den klassiske konjunktursyklen legges til grunn (Artis et. al., 2004).

### 3.5.2 Korrelasjon

Et annet mye brukt mål for synkronisering av konjunkturer, er korrelasjonskoeffisienten mellom de sykliske komponentene i ulike tidsserier<sup>17</sup>. I henhold til dette målet vil konjunkturutviklingen i to økonomier være synkroniserte dersom syklene er positivt og signifikant korrelerte med hverandre. Bordo og Helbling (2003) betrakter dette som et mer stringent mål for synkronisering enn det som introduseres ovenfor, da korrelasjonen både tar hensyn til om to sykler befinner seg i samme fase og hvor kraftig de endrer seg. Et problem med å bruke dette målet, er at en må bruke en metode for å ekstrahere sykelkomponenten i tidsserien og dermed står i fare for å identifisere falske konjunktursykler<sup>18</sup>.

---

<sup>17</sup> Korrelasjonskoeffisienten mellom to tilfeldig trukne variable, X og Y, med felles tetthetsfunksjon er gitt ved (se for eksempel Rice (1995)):

$$\rho = \frac{Cov(X, Y)}{\sqrt{Var(X)Var(Y)}}$$

<sup>18</sup> Se for eksempel Harvey og Jaeger (1993) som finner at HP-filteret kan identifisere falske konjunktursykler.



## 4. EMPIRI

### 4.1 VALG AV VARIABLE

I tråd med NBERs komité for konjunkturdatering brukes bruttonasjonalprodukt (BNP) i faste priser som mål på aggregert økonomisk aktivitet, se NBER (2003). Dette er forøvrig en mye brukt størrelse i litteraturen om synkronisering av konjunktursyklus<sup>19</sup>.

I analysen under sammenlignes utviklingen i BNP for Fastlands-Norge med BNP totalt i euroområdet. BNP for Fastlands-Norge er et mål på innenlands verdiskapning når næringer tilknyttet petroleumsvirksomhet og utenriks sjøfart er trukket fra (SSB, 2005b), og er således et naturlig mål for den produksjon en i norsk økonomi ønsker å stabilisere ved hjelp av økonomisk politikk. Norge er et lite land som handler mye med det relativt mye større euroområdet. En kunne dermed forvente at sjokk i euroområdet skulle ha stor innvirkning på norsk økonomi, og at sjokk som kun berører norsk økonomi vil ha lite å si for euroområdet. Et spennende spørsmål som analysen forsøker å besvare, er om konjunktursyklusen i de to økonomiene likevel ikke er synkroniserte. Dataene, som er hentet fra henholdsvis Det kvartalsvise nasjonalregnskapet og OECD, er sesongjusterte<sup>20</sup>, og er fra perioden 1978(1)-2005(2). Variablene er gitt i naturlige logaritmer, da det er prosentvise avvik fra trend som er av interesse.

### 4.2 METODOLOGI

Bjørnland (1998) analyserer blant annet i hvilken grad konjunktursyklusen i Norge er i samme fase som konjunktursyklusen i henholdsvis USA, Storbritannia, Tyskland, Frankrike, Danmark, Sverige og Finland. I analysen ser hun på korrelasjonskoeffisientene mellom den sykliske komponenten i BNP for Fastlands-Norge og de ulike landene. Hun ser også på amplituden til de ulike syklene. Konjunktursyklusene i ulike land sies å være motsykliske

<sup>19</sup> Se for eksempel Darvas og Szapáry (2005), Fiess (2004) og Bordo og Helbling (2003).

<sup>20</sup> Se appendiks A3 for nærmere databeskrivelse

dersom korrelasjonskoeffisienten mellom dem er negativ, medsyklisk ved positiv korrelasjon, og ikke-syklisk for korrelasjon svært nær null. Konjunktursyklen til et annet land vil lede an/lagge etter konjunktursyklen til referanselandet, dersom korrelasjonskoeffisienten er størst når serien for det andre landet er skiftet tilbake/frem relativt til serien for referanselandet (Bjørnland, 1998).

I min analyse beregnes, som Bjørnland (1998) også gjør for enkeltland, korrelasjonskoeffisienter mellom konjunktursyklene i Norge og euroområdet. I tillegg beregnes rullende korrelasjonskoeffisienter for å se hvordan korrelasjonen mellom sykelkomponentene i de to BNP-seriene utvikler seg over tid, og for å se om lead/lag-strukturen holder seg stabil<sup>21</sup>. Det beregnes også gjennomsnittlig lengde for konjunktursyklene og standardavvik for de to sykliske komponentene. Sistnevnte beregnes for å se om det er stor forskjell i hvor volatile de to seriene er. Konjunktorene i Norge og euroområdet vil være synkroniserte, dersom korrelasjonskoeffisienten mellom dem er positiv og signifikant (Bordo og Helbling, 2003). Dersom analysen finner at den maksimale korrelasjonen er positiv når tidsforskyvningen mellom seriene er liten, indikerer dette liten faseforskyvning mellom seriene (Darvas og Szapáry, 2005).

Analysen skiller seg fra Bjørnland (1998) ved at den bruker et aggregert mål for BNP i euroområdet og er for en annen tidsperiode. Euroområdet er nå et felles valutaområde. Sentralbanken i euroområdet (ESB) må derfor ta hensyn til den økonomiske utviklingen i alle landene i området når den setter renta. Sett i forhold til OCA-teorien er den økonomiske utviklingen i euroområdet således mer relevant enn for kun enkeltland innenfor området. En annen forskjell fra Bjørnland (1998) er at sykelkomponenten i analysen under ekstraheres ved hjelp av HP-filteret. Bjørnland bruker frekvensfiltrering. Denne analysen er i tillegg noe mer omfattende da den rapporterer hvordan korrelasjonen mellom konjunkturforløpene utvikler seg over tid, standardavvik og gjennomsnittlig sykellengde.

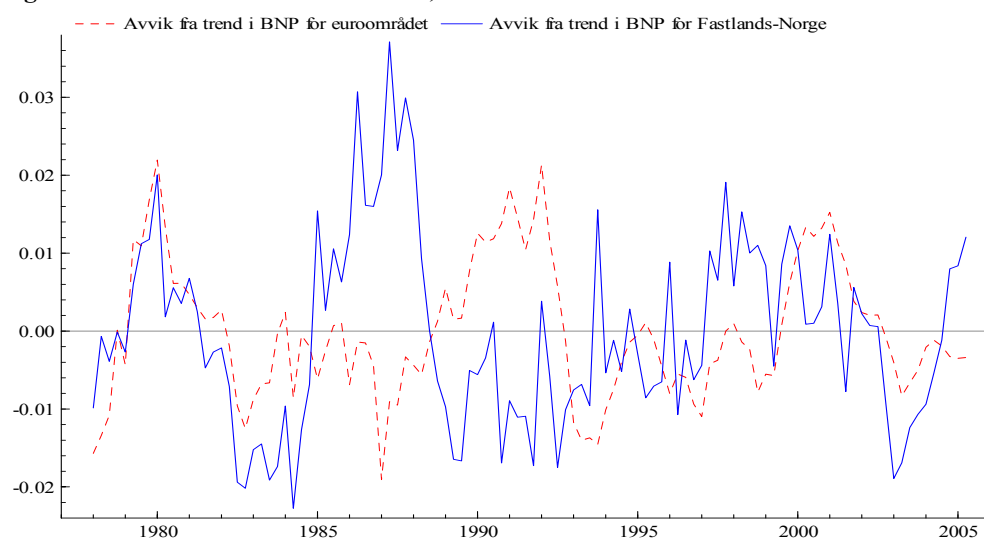
---

<sup>21</sup> Denne metoden for å undersøke hvordan samtidig korrelasjon og lead/lag-struktur utvikler seg over tid, brukes blant annet i Husebø og Wilhelmssen (2005) i en analyse av den norske konjunktursyklen.

### 4.3 TEST FOR STASJONÆRITET OG FILTRERING

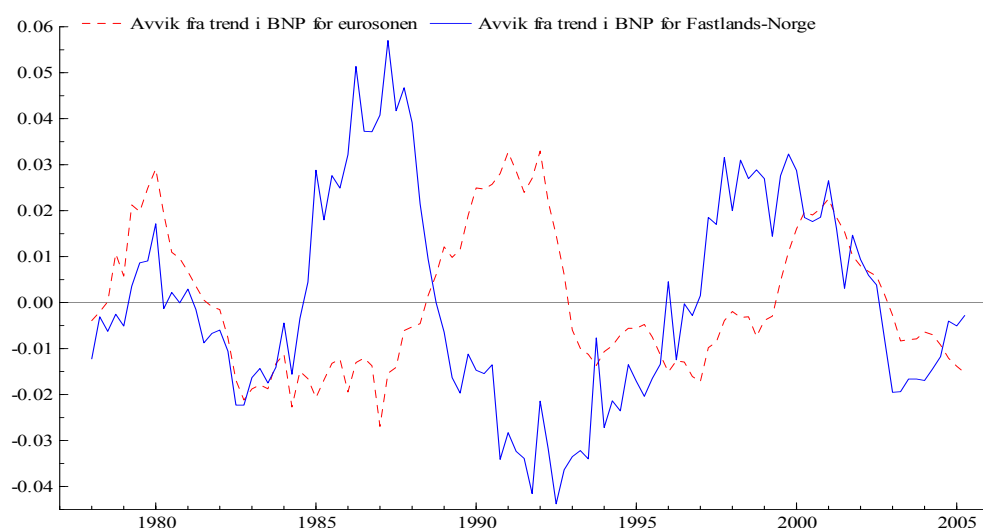
Appendiks A.1 viser resultatene for en utvidet Dickey-Fuller test for stasjonærhet på henholdsvis BNP for euroområdet og Fastlands-Norge<sup>22</sup>. Nullhypotesen om ikke-stasjonærhet kan ikke forkastes for noen av tidsseriene. I denne analysen brukes HP-filteret til å ekstrahere en stokastisk trendkomponent i seriene.

**Figur 10:** Avvik fra trend-BNP,  $\lambda=1\ 600$ .



Trendkomponenten i BNP er ekstrahert med  $\lambda=1\ 600$  i HP-filteret.

**Figur 11:** Avvik fra trend-BNP,  $\lambda=40\ 000$ .



Trendkomponenten er, som i figur 10, ekstrahert ved hjelp av HP-filteret. Her er derimot  $\lambda=40\ 000$ .

<sup>22</sup> Ved brudd i tidsseriene, kan den utvidede ADF-testen feilaktig unnlate å forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonærhet, se Perron (1990). BNP-serien for euroområdet kan se ut til å ha et brudd i 1992 sammenfallende med den tyske gjenforeningen. Jeg velger å se bort fra dette, da serien ser ut til å være ikke-stasjonær både før og etter bruddet.

## 4.4 RESULTATER

### 4.4.1 Konjunkturforløpene

Figur 10 og figur 11 viser den sykliske komponenten i BNP for Fastlands-Norge og euroområdet ved henholdsvis  $\lambda=1\ 600$  og  $\lambda=40\ 000$ . HP-filteret legger større vekt på å glatte ut trendkomponenten, desto høyere verdien er på  $\lambda$ .  $\lambda=40\ 000$  medfører altså at en større andel av fluktuasjonen i dataserien tilegnes sykelkomponenten enn ved  $\lambda=1\ 600$ . Dette kan observeres i de to figurene ovenfor, da avvikene fra trend typisk er større og vedvarer over lengre tid for den største lambdaverdien. I internasjonal økonomisk litteratur har det vært svært vanlig å benytte  $\lambda=1\ 600$ . Dette har derfor også blitt vanlig i analyser av norske tidsserier. Som man kan se av figur 10 innebærer en slik  $\lambda$ -verdi særlig for Norge, fortsatt mye variasjon i dataseriene. Dette bryter med SSBs oppfatning av hvordan trendkomponenten i norsk økonomi ser ut, og de bruker derfor i sine konjunkturanalyser en  $\lambda$ -verdi på 40 000, se for eksempel Eika og Johansen (2000). Det er ikke et mål ved denne analysen å vurdere hvilken  $\lambda$ -verdi som gir det mest plausible forløpet for de to områdene, men begge målene blir presentert for å illustrere betydningen av å velge det ene framfor det andre.

Det kan være av interesse å se på hvilke faktorer som har vært viktige for det norske konjunkturforløpet i den tidsperioden jeg betrakter, samt noen sentrale utviklingstrekk. Det som først og fremst peker seg ut fra figur 10 og figur 11 er at amplituden til konjunktursyklusene for  $\lambda=1\ 600$  ser ut til å være mindre i den siste halvdelen av perioden enn i den første. For den høyeste  $\lambda$ -verdien er dette derimot ikke tilfellet. Den største høykonjunkturen i perioden er for begge  $\lambda$ -verdiene høykonjunkturen på midten av 1980-tallet, og for  $\lambda=1\ 600$  skiller denne seg ut som betydelig. Den største lavkonjunkturen er for  $\lambda=1\ 600$  i perioden 1982-1985, mens den for  $\lambda=40\ 000$  er i perioden 1989-1995.

Eika og Johansen (2000) refererer til tidligere analyser utført av SSB, og beskriver viktige trekk i den norske konjunkturutviklingen i perioden 1973-1993. Disse analysene finner at faktisk avvik fra trend er 0,8 prosent i perioden 1973-1982 og 3,3 prosent i perioden 1983-

1993. I analysene belyses hvordan ulike variable virker inn på det norske konjunkturforløpet, ved å beregne de ulike komponentenes bidrag til avvik fra trend-BNP. Dette gjøres ved hjelp av makromodellen KVARTS. Bidragene beregnes partielt ved å la de ulike variablene følge beregnede trendbaner, og deretter beregne forskjellen mellom den kontrafaktiske verdien til BNP og den realiserte. Analysene viser at eksportmarkedene i den første beregningsperioden hadde et medsyklisk bidrag på 0,2 prosentpoeng, mens de i den andre perioden virket motsyklisk med et bidrag på 0,5 prosentpoeng. Finanspolitikken virker motsyklisk i den første beregningsperioden, og gir i gjennomsnitt et nøytralt bidrag i andre periode. Oljevirksomheten får i følge analysen et stadig viktigere medsyklisk bidrag, med en økning på 0,7 prosentpoeng til 0,9 prosentpoeng i andre periode. Dereguleringene av bolig-, kreditt- og valutamarkedene bidro medsyklisk med 1,2 prosentpoeng i andre periode, og er dermed isolert sett den viktigste forklaringskomponenten for konjunktursvingningene i perioden 1983-93. Det at oljesektoren bidrar medsyklisk og at deregulering av markeder er så viktige forklaringsfaktorer for konjunkturforløpet i denne perioden, betyr at det i løpet av disse to periodene skjedde en utvikling mot at konjunkturforløpet i økende grad ble avhengig av nasjonale utviklingstrekk. En skulle dermed forvente at konjunkturutviklingen i Norge ble mindre synkronisert med utlandet. Eika og Johansen (2000) peker på at dette nettopp var tilfellet for Norge på 1980-tallet.

Konjunkturimpulsene på 1990-tallet blir beregnet på tilsvarende måte av Eika og Johansen (2000). De finner det gjennomsnittlige avviket fra trend-BNP til å være 2,1 prosent i perioden 1989-1999, hvilket er lavere enn i perioden 1983-1993, men betraktelig høyere enn i perioden 1973-1982. For perioden under ett bidrar internasjonale produktmarkeder motsyklisk med 0,2 prosentpoeng. Beregningene viser videre at lagerinvesteringer gir et relativt stort og medsyklisk bidrag på 0,7 prosentpoeng, oljeinvesteringer – og priser samlet bidrar medsyklisk med 0,3 prosentpoeng, og at svingninger i rente- og valutamarkedet bidrar medsyklisk med 0,2 prosentpoeng. Finanspolitikken bidrar i gjennomsnitt motsyklisk, men er medsyklisk under høykonjunktoren 1996-1999. Beregningene gir dessuten et betydelig negativt feilledd, som altså ikke kan forklares av modellen. Artikkelforfatterne mener dette i stor grad kan tillegges ettervirkninger av dereguleringene på midten av 1980-tallet. Bidraget ser ut til å ha blitt mindre over tid.

For euroområdet kan det være verdt å nevne at de beregnede sykliske komponentene i BNP viser at euroområdet gikk inn i en ganske kraftig nedgangskonjunktur tidlig på 1990-tallet.

Dette tilskrives av Eika og Johansen (2000) høye realrenter i ECU-området som følge av kontraktiv pengepolitikk etter samlingen av Tyskland.

I denne analysen vil det som nevnt ikke foretas noen nærmere analyse av hvorvidt figur 10 eller figur 11 gir den beste representasjonen av konjunkturutviklingen for Fastlands-Norge og euroområdet. Det er likevel verdt å nevne at analysen, i samsvar med Bjørnland et. al. (2004), viser at konjunkturedgangen i første halvdel av 1990-tallet snur mye tidligere for  $\lambda=1\ 600$  enn for  $\lambda=40\ 000$ . I tillegg bør en merke seg at en ved å bruke  $\lambda=40\ 000$  på kvartalsdata, som i følge SSB gir en rimelig fremstilling av konjunkturutviklingen i Norge, ikke nødvendigvis gir en rimelig fremstilling av konjunkturforløpet i euroområdet.

#### 4.4.2 Empirisk analyse av konjunkturforløpene

En kan beregne gjennomsnittlig lengde for en konjunktursykel ved å se på korrelasjonen mellom konjunktursykel og dens laggede verdier. Korrelasjonen vil være lik null når sykelkomponenten er forskjøvet med en kvart sykel. Man finner da den gjennomsnittlige lengden til én konjunktursykel ved å multiplisere det antall tidsforskyvninger som trengs for å finne korrelasjon lik null med fire, se for eksempel Benedictow og Johansen (2005).

Beregningene er utført i programvaren PC-give (se Appendiks A2).

**Tabell 1: Gjennomsnittlig lengde til én konjunktursykel.**

	$\lambda=1\ 600$	$\lambda=40\ 000$
BNP for Fastlands-Norge	Ca. 24 kvartaler	Ca. 40 kvartaler
BNP for euroområdet	Ca. 20 kvartaler	Ca. 36 kvartaler

Tabell 1 viser at lengden på den sykliske komponenten til BNP er betraktelig lengre for begge seriene når en bruker den høyeste lambdaverdien. Dette skyldes at HP-filteret for den laveste lambdaverdien legger mer av variasjonen i tidsseriene til trendkomponenten, hvilket medfører at avvikene mellom tidsserien og trendkomponenten blir kortere. I tillegg viser tabellen at den norske konjunktursykel i gjennomsnitt er lengre enn for euroområdet.

Årsaken til dette kan være at transmisjonsmekanismene for sjokk er langsommere i Norge enn

i euroområdet, eller at sjokkene som den norske økonomien utsettes for, i seg selv er mer persistente.

Det er også av interesse å se om det er forskjell i hvor volatile de to seriene er. Ved å se på konjunktursyklusene i figur 10 og figur 11, kan det se ut til at amplituden til den norske konjunktursyklusen typisk er størst. Dette kan undersøkes nærmere ved å se på standardavviket til seriene. Når jeg bruker hele utvalget til å beregne disse for de to seriene, finner jeg standardavvikene til å være:

**Tabell 2: Standardavvik for konjunktursyklusene.**

Konjunktursykel	Fastlands-Norge $\lambda=1\ 600$	euroområdet $\lambda=1\ 600$	Fastlands-Norge $\lambda=40\ 000$	euroområdet $\lambda=40\ 000$
Standardavvik	0,012	0,009	0,022	0,015

Tabell 2 viser at den sykliske komponenten i BNP ser ut til å være noe mer volatil for Norge enn den tilsvarende for euroområdet. Dette kan indikere at BNP for Fastlands-Norge er mer følsom ovenfor sjokk enn BNP for euroområdet, eller at de to økonomiene utsettes for ulike typer sjokk. Det er imidlertid naturlig at næringsstrukturen er mer konsentrert omkring få områder i en liten, åpen økonomi som den norske, sammenlignet med i euroområdet. Da vil økonomiske sjokk i enkelt næringer få større konsekvenser i Norge enn i euroområdet.

I tabell 3 vises korrelasjonskoeffisienten mellom de sykliske komponentene i BNP for Fastlands-Norge og i euroområdet, samt korrelasjonskoeffisienter mellom konjunktursyklusene når BNP for euroområdet er tidsforskjøvet opp til +/- 5 kvartaler. Det brukes her det størst mulige antall observasjoner i utvalget.

**Tabell 3: Korrelasjon mellom konjunktursyklusene for  $\lambda=1\ 600$ .**

Tidsforskyvn. (+/-)	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
Korrelasjon	0,022	-0,037	-0,006	0,017	0,012	0,011	-0,093	-0,146	-0,183	-0,174	-0,199

Tabellen viser korrelasjonen mellom de sykliske komponentene i BNP for Fastlands-Norge og euroområdet, når BNP for euroområdet er tidsforskjøvet tilbake(+)/frem(-) relativ til BNP for Fastlands-Norge. Med tilbake i tid menes altså at korrelasjonen beregnes når observasjonene for BNP Fastlands-Norge sammenlignes med tidligere observasjoner for BNP i euroområdet, og motsatt når BNP for euroområdet skiftes frem i tid.

Tabellen viser at den samtidige korrelasjonskoeffisienten er positiv, men svært lav. Maksimal korrelasjon er negativ og oppstår når BNP for euroområdet er tidsforskjøvet med fem

kvartaler tilbake i tid relativt til BNP for Fastlands-Norge. Det at den samtidige korrelasjonskoeffisienten er positiv, trekker isolert sett i retning av at de er synkroniserte. For å kunne avgjøre om konjunkturforløpene er synkroniserte, er det av interesse å kunne bestemme om den samtidige korrelasjonskoeffisienten er signifikant. Da det er en sterk lineær sammenheng mellom de ovenfor beregnede korrelasjonskoeffisientene, er det komplisert å beregne standardavvik for disse. Det har derfor ikke vært vanlig å rapportere konfidensintervaller for koeffisientene. Bjørnland (1998) for eksempel, baserer seg på "large sample standard deviations" som tilsier at korrelasjonskoeffisienter mellom konjunktursykler må være større enn  $\pm 2/\sqrt{T}$ , der T er utvalgsstørrelsen, for at de skal kunne betraktes som signifikante ved et signifikansnivå på 5 prosent. Dette baserer seg dog på sterke forutsetninger om at de sykliske komponentene er generert av gaussisk "white noise". Dersom dette ikke er oppfylt kan de måtte være enda større for å være signifikante. En slik tommelfingerregel indikerer altså at korrelasjonskoeffisientene her må være større enn  $\pm 0,2$  for å kunne være signifikante. Darvas og Szapáry (2005) sier ingenting om signifikans. De begrunner dette med at konfidensintervallene kun kan si noe om usikkerheten i estimeringen, men ingenting om annen usikkerhet relatert til filtrering av tidsseriene<sup>23</sup>. En kan derimot enkelt beregne konfidensintervall kun for den samtidige korrelasjonskoeffisienten. Grunnen er at korrelasjonskoeffisientene som trekkes fra de observerte parene kan betraktes som uavhengige. Under nullhypotesen om at korrelasjonskoeffisienten for hele populasjonen,  $\rho$ , er lik null, vil korrelasjonskoeffisientene for utvalgene være asymptotisk normalfordelt. Konfidensintervall på 95 prosent for den samtidige korrelasjonskoeffisienten blir dermed: (-0.198, 0.198), se Edwards (1973). Til et signifikansnivå på 5 prosent er altså den samtidige korrelasjonskoeffisienten ikke signifikant. I gjennomsnitt over undersøkelsesperioden kan dermed ikke konjunkturforløpet i de to økonomiene betraktes som synkroniserte. Resultatene tyder dessuten på at Norge befinner seg i en annen fase av konjunktursyklen enn euroområdet.

**Tabell 4: Korrelasjon mellom konjunktursyklene for  $\lambda=40\ 000$ .**

Tidsforskyvn. (+/-)	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
Korrelasjon	0,160	0,069	-0,003	-0,064	-0,137	-0,206	-0,303	-0,382	-0,451	-0,501	-0,552

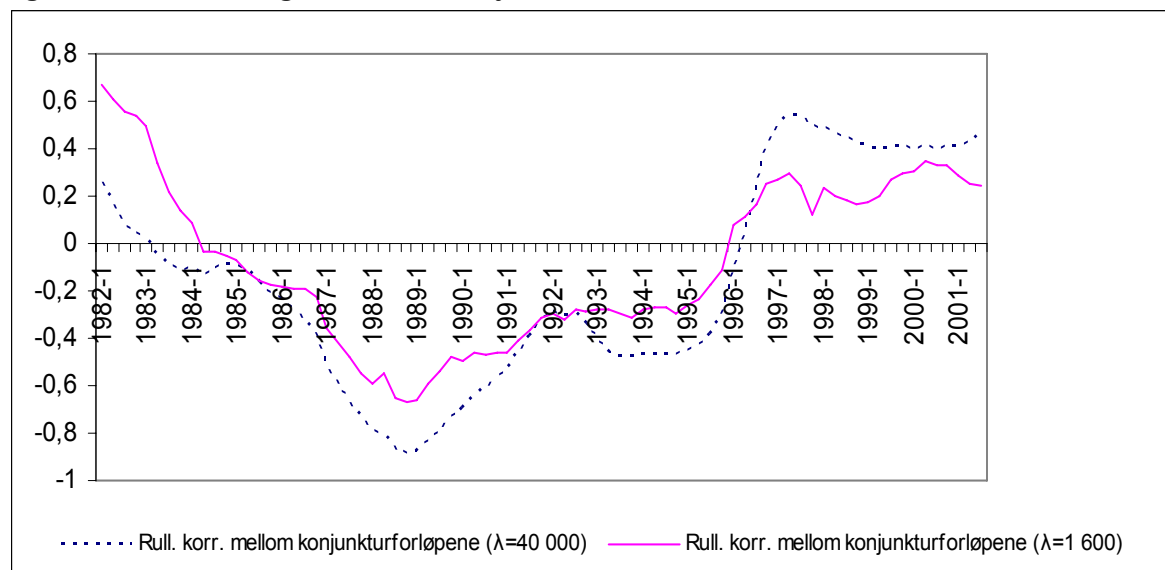
Tabellen viser korrelasjonen mellom de sykliske komponentene i BNP for Fastlands-Norge og euroområdet, når BNP for euroområdet er skiftet tilbake(+)/frem(-) i tid relativt til BNP for Fastlands-Norge.

<sup>23</sup> Fiess (2004) angir om korrelasjonskoeffisientene er signifikante, men sier ingenting om hvordan han har beregnet standardavvik for disse.



Av tabell 4 fremgår at tendensen fra beregningene ovenfor ved  $\lambda=1\ 600$  holder seg, nemlig at den største korrelasjonen mellom konjunktursyklene kommer frem når BNP for euroområdet er tidsforskjøvet med fem kvartaler tilbake i tid relativt til BNP for Fastlands-Norge. Den største forskjellen er at også den samtidige korrelasjonen i dette tilfellet blir negativ, samt at den maksimale korrelasjonen er betraktelig større. Konfidensintervallet for den samtidige korrelasjonskoeffisienten sier at den samtidige korrelasjonen er negativ signifikant til et 5 prosent signifikansnivå. Konklusjonen blir også her at konjunkturforløpet i Norge og euroområdet, i gjennomsnitt over utvalgsperioden, ikke kan sies å være synkroniserte.

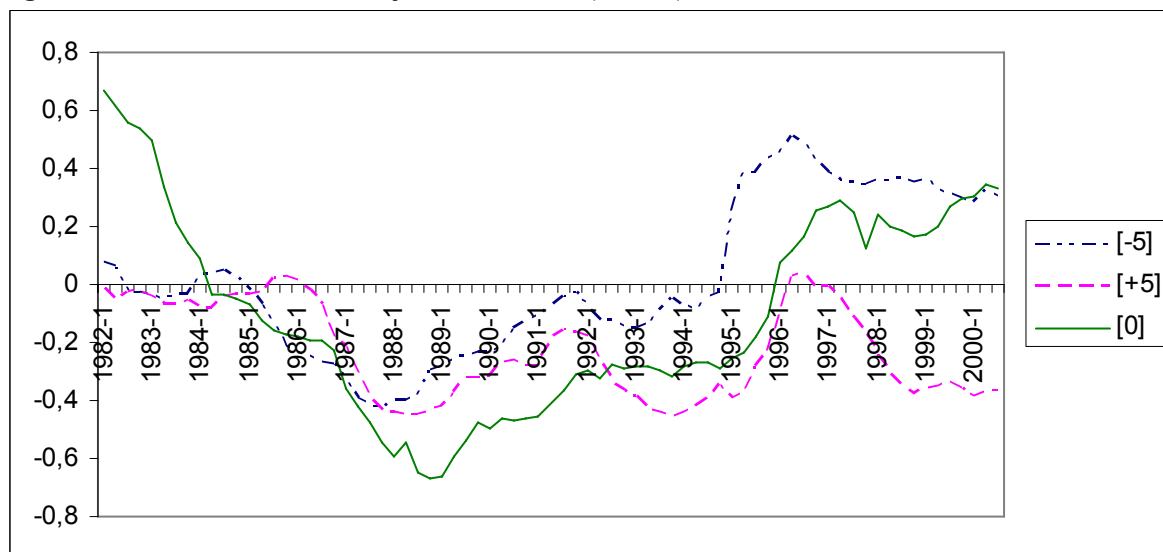
For å se hvordan korrelasjonen mellom de to seriene har utviklet seg over tid, beregnes rullende korrelasjonskoeffisienter. Dette gjøres ved å regne ut korrelasjonskoeffisienter for en bestemt andel av hele utvalget, og skifte dette over tid. I analysen sammenlignes resultatene som fremkommer for to ulike lambdaverdier. Dette kan være problematisk fordi den gjennomsnittlige lengden til de tilhørende konjunktursyklene er forskjellig (se tabell 1). For å kunne sammenligne resultatene må en bruke en like stor andel av hele utvalget når en beregner korrelasjonskoeffisienter i de to tilfellene. Beregningen følger Bjørnland (1998) og bruker intervaller på 32 kvartaler. Intervallet er valgt ut ifra at det er stort nok til å inkludere den største forventede lengden til en konjunktursykel. Den første rullende korrelasjonskoeffisienten plasseres i midten av det første intervallet, hvilket vil si i det 17. kvartalet.

**Figur 12: Samtidig rullende korrelasjonskoeffisienter.**

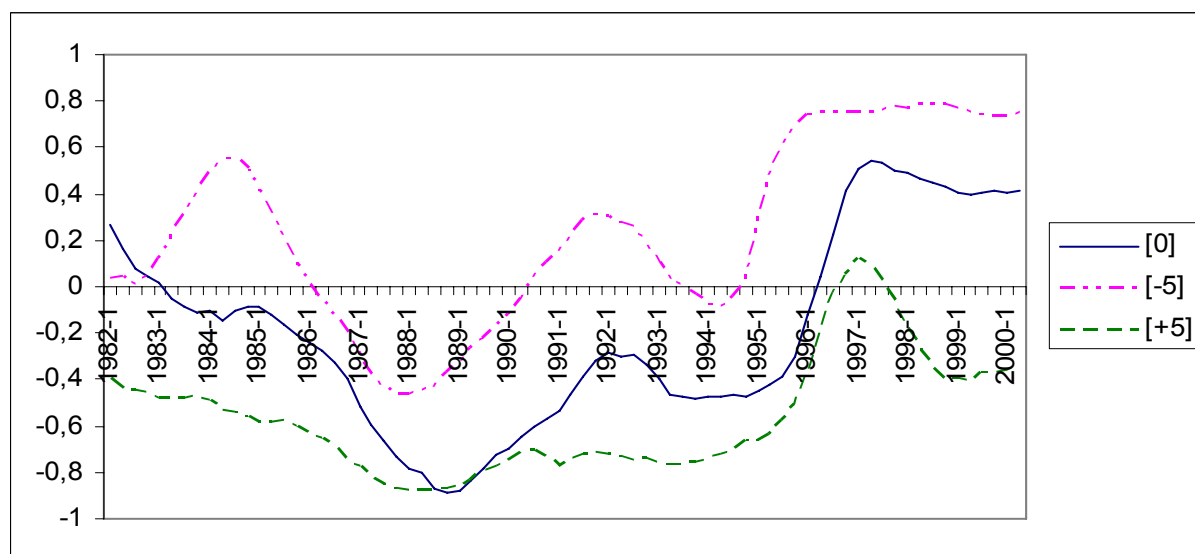
De rullende korrelasjonskoeffisientene i figur 12 er beregnet mellom sykelkomponentene i BNP for euroområdet og Fastlands-Norge. Forskjellen på de to seriene er at de sykliske komponentene er ekstrahert ved å bruke ulike lambdaverdier i HP-filteet.

Figur 12 viser at den samtidige korrelasjonskoeffisienten mellom de sykliske komponentene i de to BNP-seriene varierer relativt mye over tid. Hovedbildet ser ut til å være uavhengig av valgte  $\lambda$ -verdi. Korrelasjonen mellom konjunktursyklene er positiv i perioden 1982 – 1984(1), men synker deretter og blir negativ i 1984/1985. Den begynner først å øke i 1989, men er altså negativ helt til 1995/1996. Etter dette stiger den noe, og ser ut til å stabilisere seg på et positivt, men lavt nivå, i perioden 1997-2001. Igjen kan en stille spørsmålet om disse observasjonene er signifikante. Jeg støtter meg her til tommelfingerregelen introdusert i Bjørnland (1998). Denne tilsier at korrelasjonskoeffisientene til et signifikansnivå på 5 % og 32 observasjoner må være større enn  $\pm 0,35$  for å kunne være signifikante. For beregningen med den lave  $\lambda$ -verdien indikerer dette at korrelasjonen kun kan være signifikant i perioden 1986/1987-1992/1993, samt fra 1982(1)-1983(1). Dersom en ser bort i fra denne sistnevnte perioden er det altså ingen av korrelasjonskoeffisientene som kan sies å være positivt signifikante. For den høye lambdaverdien endrer konklusjonen seg noe, da observasjonene i perioden 1982(1)-1983(1) ikke er positivt signifikante, mens observasjonene i perioden 1996/1997-2001 kan være det.

En kan på tilsvarende måte analysere om "lead/lag"-strukturen mellom seriene har endret seg over tid. Det beregnes da rullende korrelasjonskoeffisienter for situasjonen hvor konjunktursykelen i euroområdet er tidsforskjøvet med henholdsvis  $\pm 5$  kvartaler relativt til den norske.

**Figur 13: Rullende korrelasjonskoeffisienter ( $\lambda=1600$ )**

[+5] viser rullende korrelasjon mellom konjunkturforløpene, når BNP-serien for euroområdet er forskjøvet fem kvartaler tilbake i tid relativt til BNP for Fastlands-Norge. [-5] betyr tilsvarende at den er forskjøvet fem kvartaler frem i tid. [0] angir den samtidige korrelasjonen. Det samme gjelder for figur 14.

**Figur 14: Rullende korrelasjonskoeffisienter ( $\lambda=40000$ ).**

Figur 13 og figur 14 indikerer at lead/lag-strukturen varierer over tid. I det tidsintervallet figurene viser er korrelasjonen mellom konjunktursyklusen i Norge og euroområdet for det meste negativ når serien for BNP i euroområdet er tidsforskjøvet med fem kvartaler tilbake i tid, og for det meste positiv når den er tidsforskjøvet det samme antall kvartaler frem i tid. Dette samsvarer med resultatene i tabell 3 og tabell 4. Figurene viser derimot at den maksimale korrelasjonen oppstår for ulike tidsforskyvninger igjennom intervallet.

Den empiriske analysen av konjunkturforløpene viser at den norske konjunktursykel er mer volatil og at lengden til konjunktursykel i gjennomsnitt er lengre enn for euroområdet. Når korrelasjonen mellom avvik fra trend-BNP i ulike land brukes som mål på synkronisering, anses konjunkturerne å være synkroniserte, dersom korrelasjonskoeffisienten er positiv og signifikant (Bordo og Helbling, 2003). Denne analysen viser at den samtidige korrelasjonskoeffisienten mellom de sykliske komponentene for BNP i Fastlands-Norge og euroområdet er svært lav, men positivt korrelert for  $\lambda=1\ 600$ , og negativt korrelert for  $\lambda=40\ 000$ . Den samtidige korrelasjonskoeffisienten for den laveste lambdaverdien er ikke signifikant. Analysen finner videre at den maksimale korrelasjonen er negativ, og at den oppstår når BNP for euroområdet er forskjøvet 5 kvartaler tilbake i tid relativt til BNP for Fastlands-Norge. Samlet trekker resultatene i retning av at de to konjunktursyklene i gjennomsnitt ikke er synkroniserte i perioden jeg betrakter, hvilket indikerer at økonomiene har vært utsatt for asymmetriske sjokk.

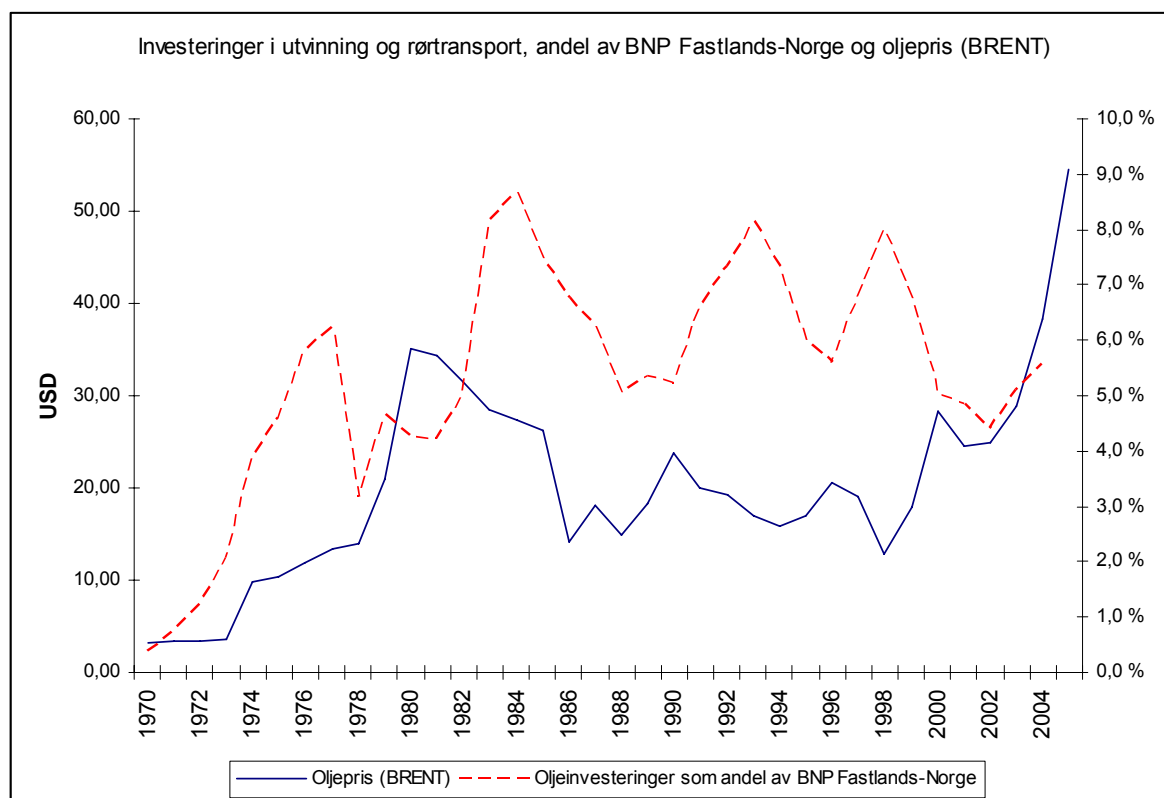
Når en beregner rullende korrelasjonskoeffisienter, finner en at den samtidige korrelasjonen varierer relativt mye over tid. Av spesiell interesse er at korrelasjonskoeffisienten er relativt høy på begynnelsen av 1980-tallet, at den så synker betraktelig frem til 1988/1989 og at den ser ut til å stabilisere seg på et positivt, men lavt nivå, i perioden 1997-2001. Med unntak av en kort tidsperiode på begynnelsen av utvalget i figur 12, kan ikke korrelasjonen mellom de to konjunkturforløpene sies å være positivt signifikante. Når jeg ser på rullende korrelasjonskoeffisienter mellom konjunktursyklene som er beregnet med den høyeste lambdaverdien, endrer konklusjonene seg noe. Den viktigste forskjellen ser ut til å være at korrelasjonen er lavere tidlig på 80-tallet, men stabiliserer seg på et høyere nivå i perioden 1997-2001. I den første perioden vil korrelasjonen ikke være signifikant, mens den i den sistnevnte perioden kan være det.

Disse funnene stemmer overens med det SSB finner i sitt konjunkturhistorieprosjekt, der en ser en utvikling fra perioden 1973-1982 til perioden 1983-1993, der oljeinvesteringer og dereguleringer av viktige markeder får en stadig større innvirkning på det norske konjunkturforløpet, og norsk økonomi på 1980-tallet dermed kommer mer i motfase med utlandet.

Analysen viser at den samtidige korrelasjonen går fra å være negativ til å bli positiv i 1996. Dette er spesielt interessant når det ses i sammenheng med tall for oljeinvesteringer som andel

av BNP (se figur 15), som viser at oljeinvesteringer i store deler av perioden 1992-1998 utgjør en omtrent like høy andel av total verdiskapning som på midten av 1980-tallet da korrelasjonen mellom de to konjunkturforløpene var negativ. Dette indikerer at oljeinvesteringene på 1990-tallet var en mindre viktig forklaringsfaktor for at den norske konjunktursykelen har vært i ufase med utlandet, enn det de var på 1980-tallet.

**Figur 15: Oljeinvesteringer som andel av BNP for Fastlands-Norge og oljepris (BRENT)**



Kilde: Nasjonalregnskapet (Oljeinvesteringer som andel av BNP Fastlands-Norge) og OECD (Oljepris, Brent).

## 5. IMPLIKASJONER

Jeg vil i dette kapittelet se på hvilke implikasjoner de empiriske funnene isolert sett har for spørsmålet om Norge bør knytte seg opp mot ØMU, eller operere med en helt fast valutakurs mot euro. De empiriske undersøkelsene i kapittel 4 tilsier at konjunkturforløpet i Norge og euroområdet, i gjennomsnitt over undersøkelsesperioden, ikke er synkroniserte. Dette indikerer at nettovirkningene av sjokkene som treffer de to økonomiene er asymmetriske.

I kapittel 2 diskuteres hvordan asymmetriske sjokk kan medføre en kostnad ved å ikke kunne bruke pengepolitikken til å stabilisere økonomien. Det ble da antatt at finanspolitikken er utsatt for restriksjoner som gjør den uegnet for stabiliseringspolitikk. Under høy grad av kapitalmobilitet og fast valutakurs, har en liten eller ingen mulighet til å bruke pengepolitikken til å stabilisere økonomien. For enkelthets skyld antas her at kapitalmobiliteten er så høy at muligheten til å føre en slik politikk vil forsvinne helt ved fast valutakurs. Ved en valutaunion vil kontrollen over pengepolitikken, uansett grad av kapitalmobilitet, overføres til den Europeiske Sentralbanken (ESB).

Jeg ser her først på situasjonen hvor asymmetriske etterspørselssjokk er hovedårsaken til at konjunkturforløpet i Norge og euroområdet ikke er synkronisert. I avsnitt 2.1 så vi at en én-sektor modell tilsier at en ved selvstendig pengepolitikk og asymmetriske etterspørselssjokk, kan justere renta på en slik måte at både inflasjonen og produksjonen stabiliseres. Dette står altså i kontrast til situasjonen ved fast valutakurs eller valutaunion der pengepolitikken ikke kan brukes som stabiliseringsinstrument, og dermed ikke vil kunne bidra til å stabilisere disse størrelsene. Situasjonen blir en annen dersom asymmetriske tilbudsidesjokk er den viktigste årsaken til at konjunkturforløpene ikke er synkroniserte. En enkel AD-AS analyse viser at en ved asymmetriske tilbudssideskift vil stå ovenfor et dilemma mellom å stabilisere inflasjonen eller produksjonen. Dersom den økonomiske politikken har som mål å stabilisere begge disse størrelsene, er det dermed ikke sikkert at responsen til en selvstendig sentralbank ville ha vært annerledes enn ved et fastkursregime. I tillegg kan det være slik at renteresponsen til den Europeiske Sentralbanken (ESB), som vil sette renta ut i fra hensynet til gjennomsnittet av alle økonomiene i området, ved asymmetriske sjokk kan være av motsatt fortegn av det som ville være ønskelig ut i fra hensynet til norsk økonomi. Konsekvensen kan i så fall være at

pengepolitikken i stedet for å stabilisere økonomien ved asymmetriske sjokk, tvert i mot vil virke destabiliserende.

Konkurrenseutsatt sektor har en viktig rolle ved at den sørger for valutainntekter, og er dermed viktig når den økonomiske politikken også tar hensyn til ekstern balanse. I avsnitt 2.2 diskuteres hensynet til konkurrenseutsatt sektor ved hjelp av en modell satt opp i Røisland og Torvik(2004). Denne modellen gir et interessant bidrag til diskusjonen om kostnaden ved å operere med fast valutakurs eller i en valutaunion ved asymmetriske sjokk mellom land, da den viser at en ved å føre en selvstendig pengepolitikk ved asymmetriske sjokk, normalt vil påvirke valutakursen, og at dette vil ha en destabiliserende effekt på produksjonen i konkurrenseutsatt sektor. I tillegg viser modellen, i motsetning til i en én-sektor modell, at inflasjonsstyring under visse parameterrestriksjoner kan destabilisere så vel aktiviteten i K-sektor som total produksjon ved etterspørselssjokk. For en liten, åpen økonomi, med stor samhandel med utlandet, kan hensynet til konkurrenseutsatt sektor være spesielt viktig. Det kan i så fall være at responsen til en selvstendig sentralbank ved asymmetriske sjokk ikke ville avvike fra responsen til en felles sentralbank. Kostnaden ved å ikke kunne føre en selvstendig pengepolitikk vil da ikke være så tungtveiende.

Ved asymmetriske sjokk kan det altså medføre en ulempe for økonomien å operere i en valutaunion, eller med helt faste valutakurser. Hvor stor denne ulempen er, vil avhenge av hvilke sjokk som dominerer og hvilke mål en har for den økonomiske politikken. En konklusjon vedrørende spørsmålet om mangel på synkronitet isolert sett betyr at Norge bør ha fast valutakurs mot euro, eller inngå i Den Europeiske Monetære Union, avhenger dermed av hvilke sjokk som dominerer og hvilke mål en ønsker å nå ved hjelp av den økonomiske politikken.

Det er i denne forbindelse av interesse å vite hvordan en endring i vekslingskursen mot euro påvirker norsk økonomi. Beregninger utført av SSB viser effekten av endret valutakurs på deres prognoser for konjunkturutviklingen for perioden 2005-2009 (SSB, 2005c). De ser da på forskjellen i prognosen for ulike makroøkonomiske variable ved at valutakursen holder seg på et høyere nivå enn det de tror den vil gjøre. Mer konkret beregnes konsekvensen av at kronekursen istedenfor å svekke seg til 8,60 mot euro i perioden fram mot slutten av 2009, holder seg konstant lik 8,00 i hele prognoseperioden. Konsekvensen av denne diskrepansen er størst for konkurrenseutsatt sektor, der produksjonen i 2009 er 2,4 prosent lavere enn når

kronekursen holder seg på referansebanen. Total produksjon, målt ved BNP for Fastlands-Norge, beregnes til å være 0,4 prosent lavere enn i referansebanen. Dette sier noe om i hvilken størrelsesorden endringer i vekslingskursen mot euro påvirker produksjonen i konkurranseutsatt sektor over tid.



## 6. KONKLUSJON

Det pengepolitiske regimet i Norge er blitt utsatt for kritikk fordi den i perioder har hatt negative konsekvenser for konjunktur- og næringsutviklingen. Det var i denne forbindelse tidligere administrerende direktør i Statistisk sentralbyrå, Svein Longva, reiste spørsmålet om Norge burde vurdere å ta i bruk euro som betalingsmiddel, se Aftenposten (2002). Dette ville innebære en situasjon der Norge overførte gjennomføringen av pengepolitikken til den Europeiske sentralbanken (ESB).

Teorien om optimale valutaområder (OCA-teorien) peker på at det kan innebære en kostnad å operere i en valutaunion, eller med faste valutakurser mellom land, fordi landene gir opp muligheten til å føre en selvstendig pengepolitikk, se Frankel og Rose (1998). OCA-teorien presenterer kriterier som bør oppfylles for at det allikevel skal være optimalt for et geografisk avgrenset område å operere med felles valuta, eller med helt faste vekslingskurser mellom valutaene. Jeg har i denne oppgaven sett på ett av kriteriene som fremheves i denne litteraturen, nemlig i hvilken grad konjunktturene i økonomiene som utgjør et geografisk område svinger i takt. Dersom de ikke svinger i takt, betyr dette at nettoeffekten av sjokkene økonomiene utsettes for er asymmetriske, og det å ikke kunne føre en selvstendig pengepolitikk vil dermed kunne medføre en kostnad.

Jeg følger den mest brukte definisjonen på konjunktursykler i litteraturen, nemlig som avvik fra trend-BNP. HP-filteret brukes til å ekstrahere den sykliske komponenten i BNP-seriene. Den sykliske komponenten ekstraheres ved hjelp av to ulike  $\lambda$ -verdier, henholdsvis  $\lambda=1\ 600$  og  $\lambda=40\ 000$ , for å se hvordan resultatene endres av å velge den ene fremfor den andre. I oppgaven beregner jeg samtidig korrelasjon og korrelasjon mellom seriene når BNP-serien for euroområdet er tidsforskjøvet opp til 5 kvartaler frem og tilbake relativt til den norske. Jeg finner for  $\lambda=1\ 600$  den samtidige korrelasjonskoeffisienten til å være positiv, men ikke signifikant. Den tilsvarende beregningen for den høyeste lambdaverdien finner at den samtidige korrelasjonskoeffisienten er negativ. Jeg finner videre at den maksimale korrelasjonen mellom konjunktursyklene er negativ og fremkommer når BNP-serien for euroområdet er forskjøvet med fem kvartaler tilbake i tid relativt til den norske. Konjunktursyklene i to land sies å være synkroniserte dersom de er positivt og signifikant

korrelerte (Bordo og Helbling, 2003). Resultatene for begge  $\lambda$ -verdiene sier oss altså at konjunktursyklusen i to økonomiene i gjennomsnitt ikke er synkroniserte for perioden 1979-2004.

Jeg analyserer også ved å beregne rullende korrelasjonskoeffisienter hvordan korrelasjonen mellom konjunkturforløpene har utviklet seg over tid. Hovedbildet ser ut til å være uavhengig av hvilken  $\lambda$ -verdi som brukes i HP-filteret. Undersøkelsen viser at korrelasjonen mellom konjunkturforløpene varierer over tid, og at den typisk er svært lav. Av spesiell interesse er at den samtidige korrelasjonen går fra å være positiv til å bli negativ i 1984 og motsatt i 1996. Den første observasjonen stemmer overens med funn i SSBs konjunkturhistorieprosjekt. De finner nemlig at særnorske forhold knyttet til deregulering av bolig og kredittmarkeder, og oljevirksomheten, i denne perioden ble stadig viktigere for å forklare det norske konjunkturforløpet, og at utviklingen i norsk økonomi dermed i økende grad avvek fra utviklingen i utlandet, se Eika og Johansen (2001). Det at korrelasjonen gikk fra å være negativ til positiv i 1996 er interessant når en ser dette i sammenheng med oljeinvesteringenes andel av BNP, som i store deler av perioden 1992-1998 lå på samme nivå som på midten av 1980-tallet, da korrelasjonen mellom de to konjunkturforløpene var negativ (se figur 15 i avsnitt 4.4.2). De høye oljeinvesteringene på 90-tallet ser altså ikke ut til å ha like stor innvirkning på konjunkturavviket mellom Norge og eurosonen, som det de hadde på midten av 1980-tallet. I tillegg finner jeg at den norske konjunktursyklusen ser ut til å være mest volatil, samt at gjennomsnittlig sykellengde for den norske konjunktursyklusen er lengre enn for euroområdet.

En teoretisk mulig forklaring på hvorfor oljeinvesteringen i perioden 1992-1998 ser ut til å ha mindre innvirkning på konjunkturavviket mellom Norge og eurosonen enn det oljeinvesteringene på midten av 1980-tallet hadde, kan være at oljeinvesteringene i de to periodene har ulike årsaker. Det kan være plausibelt å tenke seg at størrelsen på oljeinvesteringene vil avhenge av prisnivået på olje, og hvordan dette påvirker forventningene om fremtidig oljepris. Dersom oljeprisen stiger grunnet tilbudsendringer i oljemarkedet, og økte oljepriser medfører økte oljeinvesteringer i Norge, vil dette kunne medføre en ekspansiv effekt på norsk økonomi, samtidig som oljeprisendringen virker kontraktivt på verdensøkonomien. Situasjonen blir derimot en annen dersom økte oljeinvesteringer skyldes etterspørselsendringer i oljemarkedet. I et slikt tilfelle vil den ekspansive effekten på norsk

økonomi kunne komme samtidig som verdensøkonomien befinner seg i en oppgangskonjunktur.

En slik mulig teoretisk forklaring ser ut til å ha en viss dekning i data: På 1970-tallet og begynnelsen av 1980-tallet kuttet OPEC kraftig i produksjonen av olje, hvilket medførte en negativ tilbudsending i oljemarkedet, med tilhørende høye oljepriser, se The Economist (1995). Dette slo ut som et negativt tilbudssidesjokk i verdensøkonomien, med en påfølgende lavkonjunktur for gjennomsnittet av landene som i dag utgjør euroområdet (se figur 10 og figur 11 i avsnitt 4.3). Samtidig går Norge i 1985 inn i den største høykonjunkturen i den perioden jeg betrakter, og oljeinvesteringene som andel av BNP for Fastlands-Norge antar et svært høyt nivå (se figur 10 og figur 11 i avsnitt 4.3, samt figur 15 i avsnitt 4.4.2). Det kan altså se ut til at høye oljepriser på slutten av 1970-tallet og begynnelsen på 1980-tallet (se figur 15 i avsnitt 4.4.2) førte med seg en lavkonjunktur i euro-landene, samtidig som høye oljeinvesteringer medførte press i norsk økonomi, og at dette dermed bidro betydelig til at Norge i denne perioden var i ufase med euroområdet. De rullende korrelasjonskoeffisientene viser at korrelasjonen mellom konjunktursyklusen i Norge og euroområdet går fra å være negativ til å bli positiv i 1996. Denne trenden ser ut til å fortsette til 1. kvartal 2001. Tall for oljeinvesteringer som andel av BNP for Fastlands-Norge, viser at disse i store deler av perioden fra 1992-1998 var like store som de var på midten av 1980-tallet. Norsk økonomi opplever altså en ekspansiv effekt grunnet høyere oljeinvesteringer, men ser altså likevel ut til å bli mindre usynkronisert med landene i euroområdet. Dette kan muligens forklares med at det i løpet av 1990-tallet ikke forekom betydelige endringer i tilbudet av olje på verdensmarkedet, og at tilbudsendinger i oljemarkedet dermed ikke er årsaken til de høye oljeinvesteringene på 1990-tallet.

De empiriske funnene indikerer at nettoeffekten av sjokkene de to økonomiene utsettes for er asymmetrisk. Det meste av litteraturen om optimale valutaområder tolker dette som at kostnaden ved å operere i en valutaunion eller med helt faste valutakurser i dette tilfellet potensielt kan være stor, og at dette kriteriet isolert sett peker i retning av at Norge ikke bør ha fast valutakurs mot euro. Analysen i avsnitt 2.1 viser at en ved asymmetriske etterspørselssjokk både kan stabilisere produksjonen og inflasjonen ved hjelp av en selvstendig pengepolitikk. Ved tilbudssidesjokk vil en derimot stå i en konflikt mellom å stabilisere produksjonen eller inflasjonen, og det er dermed ikke gitt at en selvstendig sentralbank ville ha brukt renta til å stabilisere en av de, dersom den både tar hensyn til

produksjonen og inflasjonen. Avsnitt 2.2 viser at det å føre en selvstendig konjunkturstabiliserende pengepolitikk ved asymmetriske sjokk mellom land, normalt medfører valutafluktuasjoner med tilhørende destabiliserende effekt på konkurranseutsatt sektor. For en liten, åpen økonomi, med stor samhandel med utlandet, kan hensynet til konkurranseutsatt sektor være spesielt viktig. Dette tilsier isolert sett at kostnaden ved å inngå i en valutaunion ved asymmetriske sjokk kanskje ikke er fullt så tungtveiende.

Valutakursfluktuasjoner medfører at produksjonen i konkurranseutsatt sektor varierer. Dette medfører kostnader blant annet for personer som i perioder, eller for alltid, må slutte å jobbe i denne sektoren. I tillegg kan en frykte at vi etter oljeeventyrets slutt vil oppleve at konkurranseutsatt sektor er for liten til å sørge for tilstrekkelige valutainntekter. Den empiriske analysen viser at den norske konjunktursyklusen i gjennomsnitt ikke har vært synkronisert med konjunktursyklusen i euroområdet i perioden 1979-2004. Dersom etterspørselssjokk er den viktigste årsaken til asymmetrien, så tilsier et ønske om å stabilisere innenlandsk produksjon og inflasjon at det vil innebære en kostnad å gi opp en selvstendig pengepolitikk. Bildet blir derimot mer komplisert dersom tilbudssidesjokk også spiller en viktig rolle. Det vi kan lese ut fra den empiriske analysen er altså at det kan være ønskelig å kunne bruke pengepolitikken som instrument i stabiliseringspolitikken, men at ønskeligheten av dette vil avhenge av hvilke sjokk som dominerer og hvilke mål en har for den økonomiske politikken. En konklusjon vil også avhenge av hvor tungt hensynet til konkurranseutsatte næringer i økonomien veier. Dersom dette er viktig, vil dette isolert sett trekke i retning av at en valutaunion, eller en helt fast valutakurs mot euro, vil være å preferere. Den empiriske analysen viser en tendens mot tiltakende korrelasjon mellom konjunktursyklene i Norge og euroområdet. Dersom denne tendensen fortsetter kan dette gjøre at ulempen ved å ikke kunne bruke en selvstendig pengepolitikk for å stabilisere innenlandsk produksjon og inflasjon vil bli mindre. En kan dermed se for seg en situasjon hvor hensynet til konkurranseutsatt sektor vil gjøre at det med tiden kan bli optimalt å operere med en fast valutakurs mot euro.

Avhandlingen foreslår flere interessante temaer for ny forskning. For eksempel ville det være interessant å se hvordan resultatene endrer seg ved bruk av andre filtreringsteknikker. Canova (1998) viser, som tidligere nevnt, at både kvalitative og kvantitative egenskaper ved konjunktursykler kan endres ved bruk av ulike filtre. Videre kan det være aktuelt å se på synkronitet i andre variable enn BNP. Blant annet blir industriell produksjon brukt mye i

litteraturen<sup>24</sup>. Til slutt vil det være spennende å se om korrelasjonen mellom konjunkturforløpene øker i de kommende årene.

---

<sup>24</sup> Se for eksempel Artis et. al. (2004) og Bordo og Helbling (2003).

## REFERANSER

Aftenposten (2002): "Statistics chief urges use of euro.", internett:

<http://www.aftenposten.no/english/business/article425587.ece>, printet: 05.09.2005

Artis, M.J., Marcellino, M. og Proietti, T. (2004): "Characterizing the business cycle for accession countries.", CEPR, Discussion Paper nr. 4457

Benedictow, A. og Johansen, P.R. (2005): "Prognoser for internasjonal økonomi. Står vi foran en amerikansk konjunkturavmatning?", Økonomiske analyser nr. 2, Økonomisk utsyn SSB

Bjørnland, H.C. (1998): "Economic fluctuations: a study of sources and the dynamic effects of real and nominal shocks.", s. 33-98, Økonomiske doktoravhandlinger nr. 46, Sosialøkonomisk institutt, Oslo.

Bjørnland, H.C., Brubakk, L. og Jore, A.S. (2004): "Produksjonsgapet i Norge – en sammenlikning av beregningsmetoder.", Penger og Kreditt, nr. 4

Blanchard, O. (1999): "Macroeconomics", Prentice Hall inc., Upper Saddle River, New Jersey.

Bordo, M. D. og Helbling, T. (2003): "Have national business cycles become more synchronized?", NBER, Working paper nr. 10130

Burda, M. og Wyplosz, C. (2001): "Macroeconomics – A European Text", s. 525 – 527, Oxford University Press Inc., New York.

Canova, F. (1998): "Detrending and business cycle facts.", Journal of Monetary Economics nr. 41, s. 475 – 512.

CEPR (2005a): "What's a Recession? Dating the Euro Area Business Cycle.", internett: <http://www.cepr.org/data/eurocoin/recession/>, printet: 02.09.2005

CEPR (2005b): "EuroCoin in Brief.", internett: <http://www.cepr.org/data/eurocoin/>, printet: 22.01.2006

Clark, P. B. og MacDonald, R. (1998): "Exchange rates and economic fundamentals: A methodological comparison of BEERS and FEERS", IMF, Working Paper nr 67

Danmarks nationalbank (2003): "Pengepolitik I Danmark.", 2. utgave, s. 22-26, Danmarks nationalbank, København.

Darvas, Z. og Szapáry, G. (2005): "Business cycle synchronization in the enlarged EU.", CEPR, Discussion Paper nr. 5179

De Grauwe, P. (2003): "Economics of Monetary Union.", s. 5-21, Oxford University Press, New York.

Edwards, A.L. (1973): "Statistical Methods.", s. 180-185, Holt, Rinehart and Winston Inc., USA.

Eika, T. og Johansen, P.R. (2000): "Drivkrefter bak konjunkturforløpet på 1990-tallet" i NOU 2000:21 – "En strategi for sysselsetting og verdiskaping", Statens forvaltningstjeneste Informasjonsavdelingen.

Fiess, N. (2004): "Business Cycle Synchronization and Regional Integration: A Case Study for Central America.", World Bank, Working Paper Series nr. 3584

Frankel, J.A. og Rose, A.K. (1998): "The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria.", The economic journal Vol. 108, Nr. 449, s. 1009-1025

Frankel, J. A. (1999): "No single currency regime is right for all countries or at all times.", NBER, Working Paper nr. 7338

Greene, W. H. (2003): "Econometric analysis.", Prentice Hall – Person Education International, New Jersey.

Harding, D. og Pagan A.R. (2001): "Extracting, Analysing and Using Cyclical Information", mimeo, August.

Harding, D. og Pagan, A.R. (2003): "Synchronisation of Cycles.", Ikke publisert.

Harvey, A.C. og Jaeger, A. (1993): "Detrending, stylized facts and the business cycle.", *Journal of Applied Econometrics* nr. 8

Hassler, U. (2000): "Leitfaden zum Testen und Schätzen von Kointegration." i Gaab W., Heilemann J. og Wolters J.: "Arbeiten mit ökonometrischen Modellen", s. 85-115, Physika-Verlag, Heidelberg.

Holden, S. (1998): „Pengepolitisk regime for Norge.“, Ikke publisert. (er med mindre endringer senere blitt trykket i *Euroen og den norske kronens skjebne*, Arne Jon Isachsen og Ole Bjørn Røste (eds), 1999, Fagbokforlaget)

Husebø, T.A. og Wilhelmsen B.R. (2005): "Norwegian business cycles 1982-2003.", Norges Bank, Staff memo nr. 2/2005

Krugman, P. (1993): "Lessons of Massachusetts for EMU." i Giavazzi, F. og Torres, F.: "The transition to economic and monetary union in Europe.", s. 241-261, Cambridge University Press, New York.

Kydland, F.E. og Prescott, E.C. (1990): "Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth.", Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, vår.

Marcet, A. og Ravn, M. (2004): "The HP-Filter in Cross-Country Comparisons.", CEPR, Discussion Paper Nr. 4244

McDermott, C.J. og Scott, A. (1999): "Concordance in Business Cycles.", Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series nr. G99/7



---

Mongelli, F.P. (2002): “”New” views on the optimum currency area theory: What is EMU telling us?”, ECB, Working Paper nr. 138.

Mundell, R. (1963): “A theory of Optimum Currency Areas.”, The American Economic Review Vol. 51, nr. 4, s. 657-665.

NBER (2003): “The NBER’s Recession Dating Procedure”, internett:  
<http://www.nber.org/cycles/recessions.html>, printet: 29.01.2006

Norges Bank (2004): “Norske finansmarkeder – pengepolitikk og finansiell stabilitet.”, Norges Bank, skriftserie nr. 34, s. 91-98.

Norges Bank (2005): ”Inflasjonsrapport 3/2005 med pengepolitiske vurderinger.”, Norges Bank, Rapportserie nr. 4.

Norske Offentlige Utredninger (2003): ”Konkurrenseevne, lønnsdannelse og kronekurs”, NOU, nr. 13.

Obstfeld, M. og Rogoff, K.S. (1995): ”The Mirage of Fixed Exchange Rates”, NBER, Working Paper Nr. 5191

Perron, P. (1998): “The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis”, Econometrica, Vol. 57, Nr. 6, s. 1361-1401

Rice, J.A. (1995): ”Mathematical Statistics and Data Analysis.”, s. 132, Wadsworth Publishing Company, Belmont, California.

Rødseth, A. (2000): “Open economy macroeconomics.”, s. 217-222 , s. 293 og s. 317-319, Cambridge University Press, Cambridge.

Røisland, Ø. og Torvik, R. (2003): “Optimum Currency Areas Under Inflation Targeting.”, Open economies review, nr. 14, s. 99-118.

---

Røisland, Ø. og Torvik, R. (2004): "Exchange rate versus inflation targeting: a theory of output fluctuations in traded and non-traded sectors.", *Journal of International Trade & Economic Development* Vol. 13, nr. 3

SSB (2004a): "Økonomisk utsyn" i "Økonomisk analyser nr. 1", SSB

SSB (2005b): "Begreper i nasjonalregnskapet.", internett:  
<http://www.ssb.no/emner/09/01/begreper/>

SSB (2005c): "Økonomiske analyser nr 3/2005", s. 14, SSB.

The Economist (2005): "OPEC", internett:  
<http://www.economist.com/research/backgrounders/displaybackgrounder.cfm?bg=873093>,  
printet: 20.01.06

Thøgersen, Ø. (2003): "Aktivistisk finanspolitikk?", *Samfunnsøkonomisk debatt* nr. 4, Norges Handelshøyskole (NHH).

## APPENDIKS

### *A.1. Utvidet Dickey-Fuller test*

Utvidet Dickey-Fuller test for stasjonæritet. Jeg bruker her såkalt "general to specific" metode for å bestemme størrelsen på  $k$  i testligningen. Starter med  $k = 12$  og reduserer denne med én om gangen, til jeg finner en signifikant verdi for den siste koeffisienten. For å bestemme den riktige verdien til  $k$  brukes en vanlig t-test. Dette kan gjøres da en starter med en antatt for stor verdi for  $k$ , og feilleddene dermed kan antas å være uten autokorrelasjon. Jeg ser også på Akaikes informasjonskriterium (AIC i PC-give) for å sjekke om de to fremgangsmåtene gir omtrentlig samme svar:

Unit-root tests for 1978 (4) to 2005 (2)

Augmented Dickey-Fuller test for BNP EMU; regression of DBNP EMU on:

	Coefficient	Std.Error	t-value
BNP EMU_1	-0.051848	0.022640	-2.2901
Constant	53155.	21629.	2.4576
Trend	409.61	173.66	2.3587
DBNP EMU_1	0.21112	0.095310	2.2151
DBNP EMU_2	0.19329	0.095991	2.0136

Størrelsen på  $k$  i testligningen er altså her:  $k=2$

$\sigma = 6336.84$   $DW = 2.03$   $DW\text{-}BNP\ EMU = 0.001667$   $ADF\text{-}BNP\ EMU = -2.29$

Critical values used in ADF test: 5%=-3.452, 1%=-4.046

RSS = 4095861278 for 5 variables and 107 observations

Tilsvarende test for BNP for Fastlands-Norge:

Unit-root tests for 1980 (2) to 2005 (2)

Augmented Dickey-Fuller test for BNP FN; regression of DBNP FN on:

	Coefficient	Std.Error	t-value
BNP FN_1	-0.037372	0.024670	-1.5149
Constant	5850.5	3657.7	1.5995
Trend	67.164	36.065	1.8623
DBNP FN_1	-0.17938	0.099528	-1.8023
DBNP FN_2	0.038481	0.10073	0.38201
DBNP FN_3	0.10455	0.10121	1.0330
DBNP FN_4	0.28059	0.10016	2.8014
DBNP FN_5	0.21082	0.10112	2.0848
DBNP FN_6	0.012026	0.10322	0.11651
DBNP FN_7	0.12868	0.10319	1.2470
DBNP FN_8	-0.26161	0.10155	-2.5763

Størrelsen på  $k$  i testligningen er altså her:  $k=8$

$\sigma = 2083.79$   $DW = 1.878$   $DW\text{-}BNP\text{ FN} = 0.003809$   $ADF\text{-}BNP\text{ FN} = -1.515$

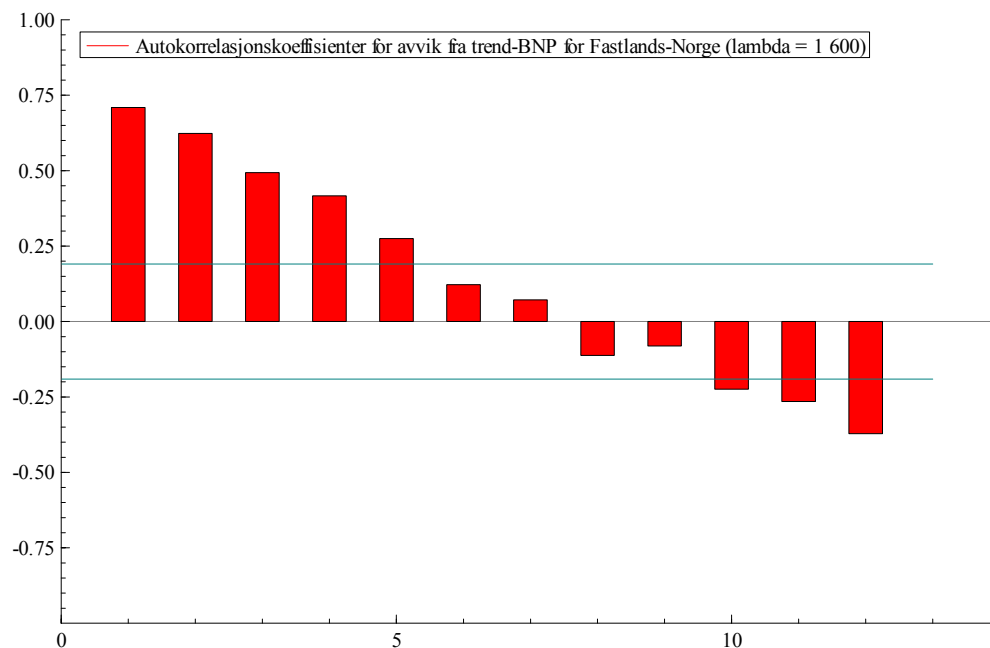
Critical values used in ADF test: 5%=-3.454, 1%=-4.051

RSS = 390794944.4 for 11 variables and 101 observations

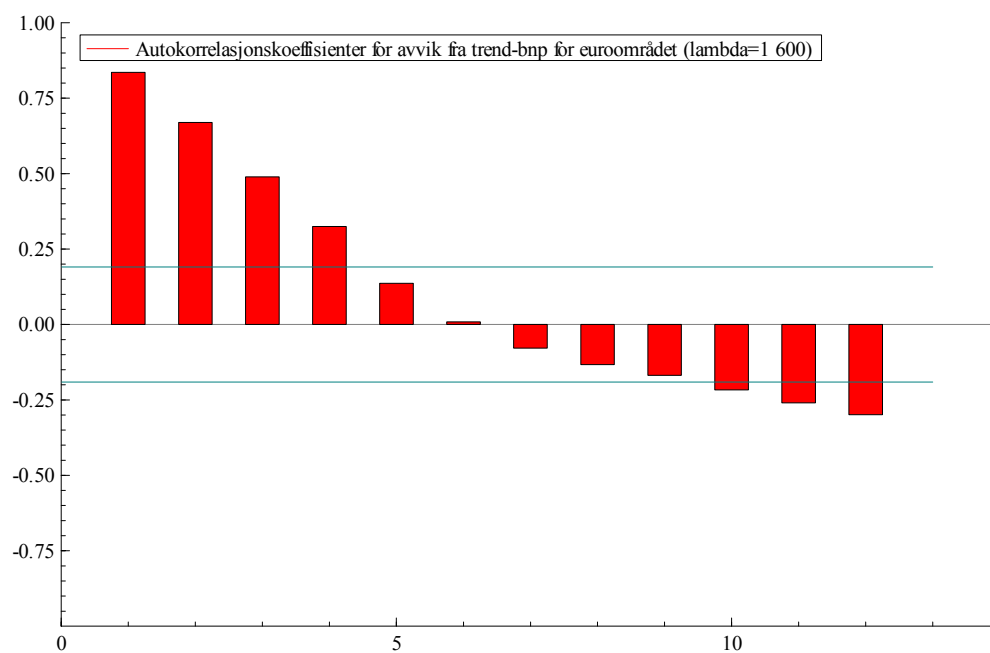
## A2. Autokorrelasjonskoeffisienter

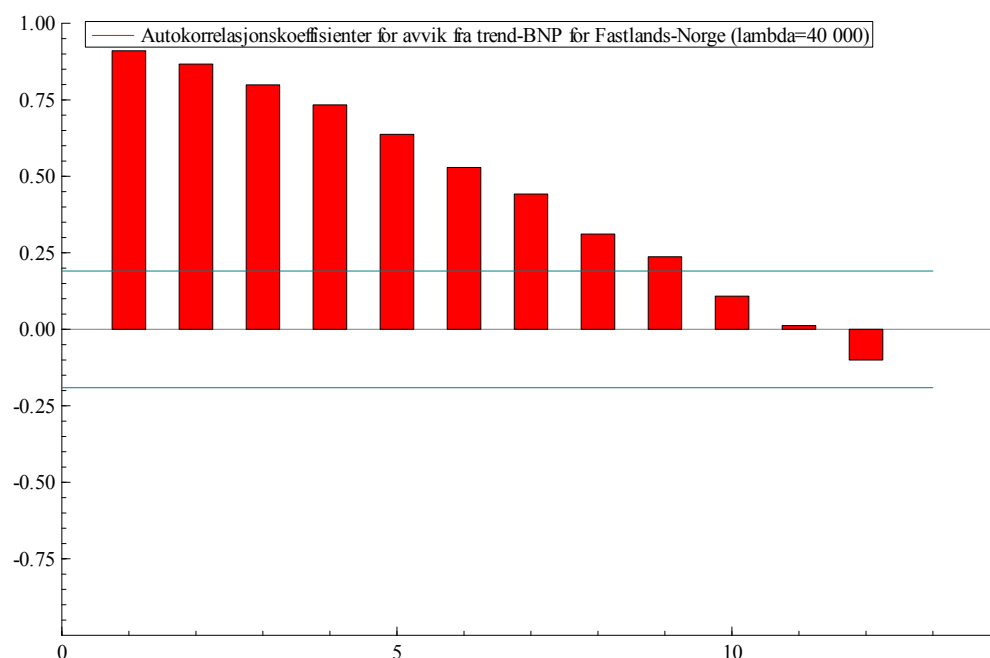
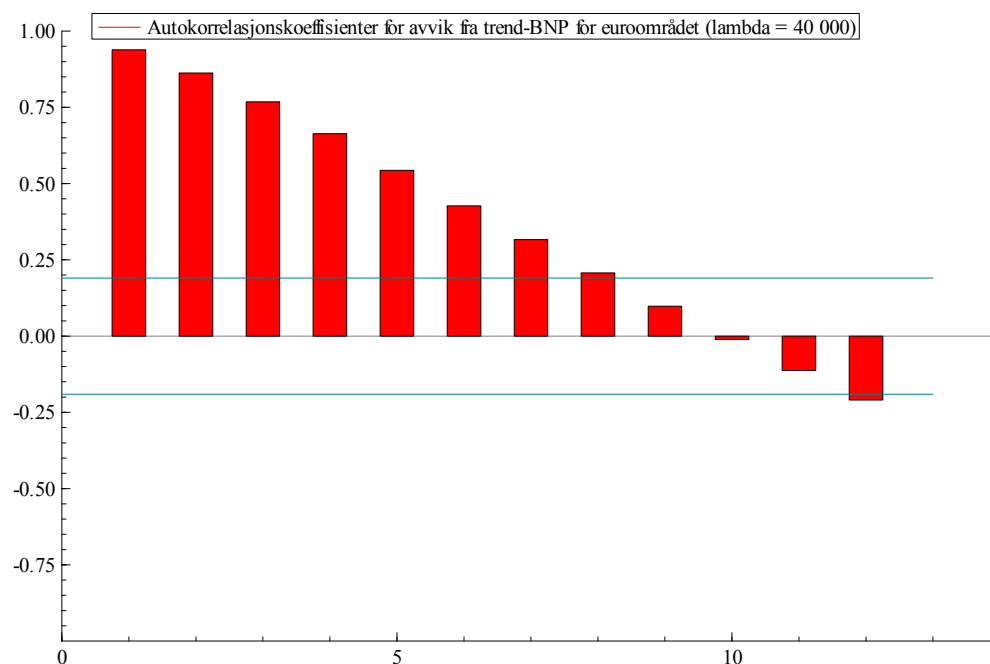
Figurene nedenfor viser autokorrelasjonskoeffisienter for de sykliske komponentene til henholdsvis BNP for Fastlands-Norge og euroområdet for  $\lambda=1\ 600$  og  $\lambda=40\ 000$ .

**Figur A 2.1: ACF for avvik fra trend-BNP for Fastlands-Norge,  $\lambda = 1\ 600$**



**Figur A 2.2: ACF for avvik fra trend-BNP for euroområdet,  $\lambda=1\ 600$**



**Figur A 2.3: ACF for avvik fra trend-BNP for Fastlands-Norge,  $\lambda = 40\ 000$** **Figur A 2.4: ACF for avvik fra trend-BNP for euroområdet,  $\lambda = 40\ 000$** 

Autokorrelasjonsfunksjonen i PC-give gir for en variabel  $x$  korrelasjonen mellom  $x_t$  og  $x_{t-s}$ , der  $s > 0$ . I figur A 2.1- A 2.4 viser y-aksen størrelsen på korrelasjonskoeffisienten og x-aksen viser størrelsen på  $s$ . Det vil si at en ved  $s=5$  ser på korrelasjonen mellom tidsserien og den selv når den er tidsforskjøvet med fem kvartaler tilbake i tid. De horisontale linjene viser approksimerte 95 % konfidensintervaller basert på "large sample standard deviations".

### *A3. Data*

Tidsseriene som er brukt gir kvartalsdata for perioden 1978(1)-2005(2).

BNP for euroområdet er hentet fra OECD. Disse dataene er i faste priser, er rapportert på kvartalsnivå og er sesongjusterte ([www.sourceoecd.org](http://www.sourceoecd.org)).

BNP for Fastlands-Norge er hentet fra Det kvartalsvise nasjonalregnskapet. Disse dataene er også i faste priser, er rapportert på kvartalsnivå og er sesongjusterte.

